

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE PÓS – GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
CURSO DE MESTRADO EM ECONOMIA

TÍTULO

EXISTE RACIONALIDADE NO MERCADO IMOBILIÁRIO?
UMA APLICAÇÃO DO MODELO DE VALOR PRESENTE NOS
IMÓVEIS CARIOCAS

DISSERTAÇÃO APRESENTADA À ESCOLA
DE PÓS – GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
PARA A OBTENÇÃO DO GRAU DE MESTRE
EM ECONOMIA

JOSÉ MANUEL OLIVEIRA CARREGAL

Rio de Janeiro, 15 de agosto de 2002

à Manuela

Agradecimentos

Agradeço a Maria Cecília e a Zanella, pelo apoio incondicional, o qual permitiu a realização deste trabalho.

Ao professor João Victor Issler, pela orientação e suporte, aos membros da banca, professor Marcelo Fernandes e Sr. Franklin de Oliveira Gonçalves, pelas pertinentes sugestões.

Ao Sr. Ricardo Backheuser, pela ajuda na obtenção da base de dados. Ao Banco BBM, ao jornal O Globo, e a SECOVI-RJ, pela presteza no fornecimento do banco de dados.

A amiga Claudine Furtado Anchite, sempre disposta a ajudar na parte computacional. Aos meus colegas de turma da EPGE 2000, pelo companheirismo e pelas palavras de incentivo.

Aos professores da EPGE, pela preocupação com a excelência acadêmica, e a todos os alunos e funcionários com quem convivi.

Finalmente, à Fundação Getulio Vargas, pelo apoio financeiro recebido.

Resumo

Utilizando os dados sobre o mercado imobiliário carioca, testa-se a validade do modelo de valor presente (MVP) para os imóveis localizados nas zonas sul e oeste da cidade do Rio de Janeiro. Esse modelo relaciona o preço do imóvel ao seu fluxo de caixa futuro esperado (aluguéis) trazido ao valor presente utilizando uma taxa de desconto constante. A técnica econométrica utilizada foi desenvolvida por Campbell (1987) e Campbell e Shiller (1987), e se trata de uma análise multivariada a partir de Auto-regressões Vetoriais. Os resultados empíricos demonstram que parte dos imóveis nessas regiões aceitam o MVP. Desta forma, tem-se uma fraca evidência que o MVP tem validade nos imóveis cariocas.

Sumário

1	Introdução	2
2	Modelo de Valor Presente	4
2.1	Relações entre Preços, Aluguéis e Retorno	4
2.2	Bolhas Racionais	8
3	Metodologia	9
3.1	Técnica Econométrica	9
3.1.1	Auto-regressões Vetoriais - Modelos VAR	9
4	Base de Dados	14
5	Resultados Empíricos	15
5.1	MVP com Retornos Esperados Constantes	15
5.1.1	Teste de Raiz Unitária e Cointegração	15
5.1.2	Estimação do Vetor Autorregressivo e Teste do MVP	19
6	Conclusão	21
7	Tabelas e Gráficos	24

1 Introdução

A análise de ativos financeiros tem sido um campo muito ativo em economia. Dentro da avaliação de ativos existem vários modelos teóricos que buscam explicar a formação do preço. Um modelo de destaque na literatura é o de modelo de valor presente (MVP) ou modelo de fluxo de caixa descontado, descrito em Campbell (1987) e Campbell e Shiller (1987), dentre outros.

Campbell e Shiller (1987) utilizam os dados dos mercados de ação e de títulos americano para testar a validade do MVP nesses mercados. Campbell (1987) utiliza dados de renda e consumo reais para testar a hipótese de renda permanente. Esse modelo também pode ser aplicado ao mercado imobiliário, como em Meese e Wallace (1993), que investigam o valor de imóveis da região de São Francisco no estado da Califórnia, Estados Unidos. Para o mercado imobiliário, o comportamento dos preços deve seguir o valor presente esperado do fluxo de caixa do imóvel, que é o valor esperado dos futuros aluguéis. Esse fluxo é trazido a valor presente usando-se uma taxa de desconto constante. Já que os aluguéis de todos períodos futuros entram na fórmula de valor presente, e o aluguel num determinado período é apenas uma pequena parcela que compõe o preço do imóvel, variações permanentes nos aluguéis devem ter um efeito muito maior sobre o preço do imóvel do que variações temporárias.

O MVP utilizando a taxa de desconto constante ao longo do tempo implica ter imprevisibilidade dos retornos (fora uma média constante) dos imóveis. Campbell e Shiller (1998b) demonstram que se os retornos de um período são imprevisíveis, então os retornos em múltiplos períodos também são. É importante notar, que esta equivalência é teórica, ou seja, ao testar empiricamente a imprevisibilidade do retorno de um período pode-se encontrar resultados divergentes ao se testar a imprevisibilidade em múltiplos períodos. A hipótese de retornos constante ao longo do tempo recebeu várias críticas devido a evidências empíricas de previsibilidade

dos retornos; ver Fama e French (1988) e Campbell e Shiller (1988a).

Apesar das críticas, este trabalho utiliza o MVP com taxas de desconto constante, por dois motivos. A primeira é a conveniência algébrica. A segunda é que, na ausência de um ativo financeiro sem risco na economia brasileira, não é possível fazer uma análise precisa com taxa de desconto variante no tempo. Porque é impossível distinguir dentro da taxa de desconto o que é prêmio de risco do imóvel e o que é o retorno do ativo sem risco, oscilações na taxa de desconto do imóvel podem estar associadas a mudanças na taxa livre de risco e/ou no prêmio de risco do imóvel. É bom frisar que os retornos dos títulos do tesouro nacional brasileiro e a taxa de juros SELIC, estão longe de serem referências de taxas livres de risco, como ilustrado nas crises externas vividas nos últimos anos: México (1995), Ásia (1997), Rússia (1998), Brasil (1998/1999) e Argentina (2001/2002).

A previsibilidade dos retornos não se contrapõe a hipótese de eficiência de mercado. Lucas (1978) mostra, por exemplo, como compatibilizar a possibilidade de previsão intertemporal dos retornos com a existência de um mercado eficiente em um contexto de expectativas racionais.

Existe uma vasta literatura internacional na área de “Real Estate”, tendo inclusive periódicos especializados no assunto. Em relação a trabalhos que utilizam o MVP no mercado imobiliário, destaca-se Fu e Ng (2001) e Meese e Wallace (1993). A literatura brasileira sobre o mercado imobiliário é escassa. Medeiros (2001) e Caldas (1992) utilizam o ferramental de opções para analisar as oportunidades de investimento no setor e os preços de lançamentos de novos imóveis respectivamente, enquanto que Pitta (2000) faz uma análise de risco e retorno do investimento imobiliário dentro da teoria de portfólio. Podemos encontrar dentro da literatura brasileira trabalhos que utilizam a metodologia desenvolvida por Campbell (1987) e Campbell e Shiller (1987, 1988 a, b) para testar outras variáveis econômicas. Senna e Issler (2000) testam a mobilidade de capitais; Anchite e Issler (2001) tratam do merca-

do de ações brasileiro e Lima (2002) analisa a estrutura a termo da taxa de juros brasileira.

Este trabalho contribui para a literatura empírica brasileira de finanças buscando confirmar a racionalidade na formação de preços dos imóveis localizados nas zonas sul e oeste da cidade do Rio de Janeiro. Utilizam-se técnicas econométricas de análise multivariada, aplicando o arcabouço de modelos de Autorregressões Vetoriais (VAR) para testar econometricamente o MVP, com taxas de desconto constante, no mercado imobiliário carioca. O uso de técnicas multivariadas permite ampliar o conjunto de informação utilizando não somente preços de imóveis, mas também aluguéis como variável possa explicar a formação do preço.

A seção 2 introduz as relações de valor presente, apresentando a versão desenvolvida por Campbell (1987) e Campbell e Shiller (1987). A seção 3 descreve a metodologia econométrica a partir do uso de modelos VAR, bem como os outros testes econométricos e estatísticos que são implementados. A seção 4 faz uma análise da base de dados utilizada. A seção 5 apresenta os resultados empíricos encontrados. A seção 6 oferece alguns comentários finais. A seção 7 encintra as tabelas.

2 Modelo de Valor Presente

2.1 Relações entre Preços, Aluguéis e Retorno

Campbell, Lo e MacKinlay (1997) definem a taxa de retorno como:

$$R_{t+1} \equiv \frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_t} - 1, \quad (1)$$

onde R_{t+1} é o retorno do imóvel do período t para o período $t + 1$, P_t é o preço do imóvel no final do período t e D_{t+1} é o aluguel em $t + 1$.

O modelo desenvolvido em Campbell e Shiller (1987) assume que o retorno esperado de um ativo financeiro é uma constante R , isto é,

$$E_t [R_{t+1}] = R . \quad (2)$$

Tomando a esperança da identidade (1) e impondo (2), tem-se:

$$P_t = E_t \left[\frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{1 + R} \right] . \quad (3)$$

Fazendo a substituição dos futuros preços ($P_{t+1}, P_{t+2}, \dots, P_{t+K-1}$) repetidamente até o período K e usando a lei das Expectativas Interadas, chega-se a:

$$P_t = E_t \left[\sum_{i=1}^K \left(\frac{1}{1+R} \right)^i D_{t+i} \right] + E_t \left[\left(\frac{1}{1+R} \right)^K P_{t+K} \right] . \quad (4)$$

O segundo termo do lado direito é o valor descontado esperado do ativo financeiro K períodos do presente. Assumindo a condição de transversalidade ou ausência de "Bolha Racional", ver West (1988), encontra-se:

$$\lim_{K \rightarrow \infty} E_t \left[\left(\frac{1}{1+R} \right)^K P_{t+K} \right] = 0 . \quad (5)$$

Fazendo $K \rightarrow \infty$ em (4) e assumindo (5) tem-se:

$$P_t = E_t \left[\sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+R} \right)^i D_{t+i} \right] . \quad (6)$$

Chega-se a uma relação entre o preço do imóvel e o valor presente esperado dos aluguéis futuros, descontados a uma taxa constante.

Um caso especial, mas não muito realístico que traz uma intuição aplicável, é quando os aluguéis tem expectativas de crescimento a uma taxa constante $G < R$,

de modo a manter o preço do imóvel finito.

$$E_t[D_{t+i}] = (1 + G)E_t[D_{t+i-1}] = (1 + G)^i D_t . \quad (7)$$

Substituindo (7) em (6), obtem-se o modelo de crescimento de Gordon (1962):

$$P_t = E_t \left[\sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1+G}{1+R} \right)^i D_t \right] = \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1+G}{1+R} \right)^i D_t = \frac{(1+G)}{R-G} D_t . \quad (8)$$

O modelo de crescimento de Gordon mostra que o preço do imóvel é extremamente sensível a mudanças permanentes na taxa de desconto R . Em particular, quando R está próximo de G , a elasticidade do preço com respeito a taxa de desconto, a saber $(dP/dR)(R/P) = -R/(R-G)$, é muito alta.

A equação (8) mostra claramente uma relação de longo prazo entre preço e aluguel, onde a razão P_t/D_t é constante para todo período de tempo. Desequilíbrios podem ser corrigidos comprando ou vendendo imóveis, ou, aumentando ou diminuindo aluguéis.

Como mencionado em Campbell, Lo e MacKinlay (1997) é importante ressaltar um erro comum na interpretação dessas fórmulas. A hipótese de constância do retorno esperado do imóvel é conhecida algumas vezes como o modelo martingala de preço de ativos financeiros, ver LeRoy (1989). Mas o retorno esperado constante não implica um martingala para os preços. Relembrando que um martingala para preços requer $E_t(P_{t+1}) = P_t$, de modo que (3) implica:

$$E_t(P_{t+1}) = (1 + R)P_t - E_t(D_{t+1}). \quad (9)$$

Para obter um martingala, é preciso construir uma carteira em que todo aluguel é

reinvestido em imóvel ao tempo t , onde esse portfólio irá ter N_t imóveis, onde

$$N_{t+1} = N_t \left[1 + \frac{D_{t+1}}{P_{t+1}} \right]. \quad (10)$$

O valor desse portfólio no tempo t , descontado para o tempo 0 à taxa R é

$$M_t = \frac{N_t P_t}{(1 + R)^t}, \quad (11)$$

onde M_t satisfaz a propriedade de martingala.

Fazendo a hipótese que o preço do imóvel P_t não é um martingala, então esse seguirá um processo linear com raiz unitária se o aluguel D_t seguir um processo linear com raiz unitária. No caso da fórmula de valor presente esperado (6) existe dois processos de raiz unitária, um para P_t e outro para D_t . Para poder aplicar a teoria usual de séries temporais é necessário que estas sejam estacionárias. Utilizando a mesma técnica que Campbell e Shiller (1987) aplicaram para os mercados de ação e de títulos americano, se pode obter uma relação entre variáveis estacionárias, através de uma combinação linear, subtraindo um múltiplo do aluguel de ambos os lados da equação:

$$S_t = P_t - \frac{D_t}{R} = \left(\frac{1}{R} \right) E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1 + R} \right)^i \Delta D_{t+1+i} \right]. \quad (12)$$

A equação (12) é estacionária se as variações dos aluguéis são estacionárias.

No caso em que o aluguel e o preço são processos não estacionários, se há uma combinação linear estacionária de preços e dividendos, então preços e dividendos são cointegrados, ver Engle e Granger (1987). Variáveis não estacionárias cointegradas apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo, que não necessariamente é originado pela força de mercado ou pelas regras de comportamento dos indivíduos.

2.2 Bolhas Racionais

Como descrito por Campbell, Lo e MacKinlay (1997), a convergência assumida em (4) é essencial para a obtenção de uma solução única P_{Dt} para (3). Assumindo que existe um número infinito de soluções para (3), então:

$$P_t = P_{Dt} + B_t, \quad (13)$$

onde

$$B_t = E \left[\frac{B_{t+1}}{1+R} \right]. \quad (14)$$

P_{Dt} é geralmente chamado de Valor Fundamental e B_t de "Bolha Racional". Na ausência de bolhas, se o aluguel D_t segue um processo linear com uma raiz unitária, então o preço do imóvel tem uma raiz unitária embora a mudança no preço P_t e a diferença entre o preço e um múltiplo do aluguel $P_t - D_t/R$ são estacionários.

Com bolhas, todas essas variáveis tem uma esperança condicional explosiva:

$$\lim_{K \rightarrow \infty} E_t \left[\left(\frac{1}{1+R} \right)^K X_{t+K} \right] \neq 0, \quad (15)$$

para $X_t = P_t$, ΔP_t ou $P_t - D_t/R$. Bolhas criam volatilidade nos preços sem ajudar a prever os retornos.

Então pequenos movimentos no retorno esperado podem gerar grandes efeitos no preço se esses são persistentes. Contrariamente, grandes oscilações persistentes nos preços podem ter um pequeno efeito no retorno esperado em qualquer período.

3 Metodologia

3.1 Técnica Econométrica

3.1.1 Auto-regressões Vetoriais - Modelos VAR

A abordagem econométrica para testar o modelo discutido na seção anterior é o VAR (Modelo de Auto-regressões Vetoriais) utilizado por Campbell (1987) e Campbell e Shiller (1987). A metodologia aplicada trabalha com séries temporais estacionárias. Como Campbell e Shiller (1987) demonstram, mesmo que o preço do ativo financeiro e o seu fluxo de caixa tenham raiz unitária, pode haver uma combinação linear estacionária entre eles, ou seja, são cointegrados.

Definição (*Engle e Granger, 1987*): Um vetor X_t é dito ser cointegrado de ordem (d, b) , denotado por $X_t \sim CI(d, b)$, se: *i) Todas as componentes de X_t são integradas de ordem d (estacionárias na d -ésima diferença) ii) Existe um vetor $\alpha \neq 0$, tal que $W_t = \alpha'X_t$ é integrado de ordem $d - b$, $b > 0$. O vetor α é chamado de vetor de cointegração.*

Então, o primeiro passo da análise empírica é verificar as propriedades estocásticas das séries utilizadas no trabalho, o que está vinculado ao estudo das raízes do polinômio auto-regressivo. Os testes de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979) aumentado (ADF) e de Phillips e Perron (1988) são os primeiros testes aplicados as séries. Confirmado que as séries de preço e aluguel dos imóveis são realmente $I(1)$, integradas de primeira ordem, realiza-se o teste de cointegração utilizando a técnica de Johansen (1988, 1991). Existindo a cointegração de preços e aluguéis será usado um VAR para modelar as séries em (12).

O procedimento proposto por Campbell (1987) e Campbell e Shiller (1987) considera uma estimação de um VAR irrestrito representado pelas variáveis S_t e ΔD_t (com suas médias removidas):

$$\begin{bmatrix} S_t \\ \Delta D_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a(L) & b(L) \\ c(L) & d(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} S_{t-1} \\ \Delta D_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}, \quad (16)$$

onde os polinômios $a(L)$, $b(L)$, $c(L)$, $d(L)$ são todos de ordem p no operador de defasagens L . Este VAR pode ser usado para previsões de múltiplos períodos de ΔD_t , e inclui a variável S_t , o qual, de acordo com (12), é a previsão ótima do valor presente dos futuros ΔD_t . Observe que qualquer VAR(p) pode ser escrito na forma de um VAR(1), através do aumento do vetor de variáveis de estado:

$$\begin{bmatrix} S_t \\ \cdot \\ \cdot \\ S_{t-p+1} \\ \Delta D_t \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta D_{t-p+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & \cdot & \cdot & a_p & b_1 & \cdot & \cdot & b_p \\ 1 & & & & & & & \\ & \cdot & & & & & & \\ & & 1 & & & & & \\ c_1 & \cdot & \cdot & c_p & d_1 & \cdot & \cdot & d_p \\ & & & & 1 & & & \\ & & & & & \cdot & & \\ & & & & & & 1 & \end{bmatrix} \begin{bmatrix} S_{t-1} \\ \cdot \\ \cdot \\ S_{t-p} \\ \Delta D_{t-1} \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta D_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ 0 \\ \cdot \\ 0 \\ u_{2t} \\ 0 \\ \cdot \\ 0 \end{bmatrix}, \quad (17)$$

ou na forma compacta:

$$X_t = AX_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (18)$$

onde X_t é o vetor das variáveis de estado, A é a matriz dos coeficientes do VAR e ε_t é o vetor dos choques para o VAR.

A equação (18) implica que a previsão para múltiplos períodos do vetor de estado X_t pode ser formada pela matriz

$$E_t[X_{t+j}] = A^j X_t, \quad (19)$$

facilitando a previsão de longo prazo em (12).

Agora podemos discutir as implicações da relação de valor presente para o sistema VAR em (17). A implicação mais fraca é que S_t deve causar linearmente no sentido de Granger ΔD_t , a menos que S_t seja exatamente uma função linear dos valores corrente e passados de ΔD_t . A explicação intuitiva para este resultado é que S_t é uma previsão ótima das somas ponderadas dos futuros valores de ΔD_t , condicional ao conjunto de informações do agente. Portanto, S_t terá poder explicativo para as futuras variações do aluguel se os agentes têm informações úteis para previsão de ΔD_t além do valor histórico da variável. Se os agentes não têm tal informação, eles irão formar S_t como uma função linear dos valores corrente e passados de ΔD_t . Desta forma pode-se realizar um teste de Causalidade de Granger para verificar tal implicação.

A implicação mais forte do modelo é que este impõe um conjunto de restrições no sistema (17). Seja e_j um vetor onde o j -ésimo elemento é 1 e outros são zeros, então de (18) temos que $e'_1 X_t = S_t$ e $e'_{p+1} X_t = \Delta D_t$.

Usando essas definições e as equações (12) e (19) tem-se:

$$\begin{aligned} S_t &= e'_1 X_t = \left(\frac{1}{R}\right) \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+R}\right)^i e'_{p+1} A^{i+1} X_t \\ &= \left(\frac{1}{R}\right) e'_{p+1} A \left[I - \left(\frac{1}{R}\right) A \right]^{-1} X_t . \end{aligned} \quad (20)$$

A segunda equação avalia a soma infinita, uma vez que as variáveis S_t e ΔD_t são estacionárias. Sob a hipótese alternativa de uma bolha explosiva a soma infinita não irá convergir, e a matriz $\left[I - \left(\frac{1}{R}\right) A \right]$ será singular.

Como (20) tem que ser válida para todas as realizações de X_t :

$$e'_1 = \left(\frac{1}{R}\right) e'_{p+1} A \left[I - \left(\frac{1}{R}\right) A \right]^{-1} . \quad (21)$$

A equação (21) define um conjunto de restrições não-lineares nos coeficientes do sistema VAR. Essas restrições podem ser testadas usando o teste de Wald, ver Campell e Shiller (1987, 1988 a, b). Porém, a abordagem mais usual é realizar uma transformação na restrição, pós-multiplicando (21) por $[I - (\frac{1}{R}) A]$, obtendo-se a seguinte restrição linear:

$$e'_1 \left[I - \left(\frac{1}{R} \right) A \right] = \left(\frac{1}{R} \right) e'_{p+1} A . \quad (22)$$

Da estrutura da matriz A , as restrições impostas por (22) nos coeficientes individuais são: $1 - \left(\frac{a_1}{1+R} \right) = \frac{c_1}{R}$; $-\left(\frac{a_j}{1+R} \right) = \frac{c_j}{R}$, $j = 2, \dots, p$; $-\left(\frac{b_i}{1+R} \right) = \frac{d_i}{R}$, $i = 1, \dots, p$.

Caso as séries de preço e aluguel dos imóveis sejam estacionárias, podemos partir da equação (6) e estimar um VAR irrestrito representado pelas variáveis P_t e D_t . Então são realizados os testes de Wald, que impõe restrições lineares aos coeficientes do sistema VAR, e de causalidade de Granger nas variáveis P_t e D_t para testar se P_t é a previsão ótima das somas ponderadas dos futuros valores de D_t . Esses testes são aplicados para verificar se esses imóveis, que possuem variáveis estacionárias, seguem o MVP:

$$\begin{bmatrix} P_t \\ D_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a(L) & b(L) \\ c(L) & d(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} P_{t-1} \\ D_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{bmatrix}, \quad (23)$$

onde os polinômios $a(L)$, $b(L)$, $c(L)$, $d(L)$ são de ordem p no operador de defasagens L , e ϵ_{1t} , ϵ_{2t} são os choques. Escrevendo na forma de VAR(1) tem-se:

$$\begin{bmatrix} P_t \\ \cdot \\ \cdot \\ P_{t-p+1} \\ D_t \\ \cdot \\ \cdot \\ D_{t-p+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & \cdot & \cdot & a_p & b_1 & \cdot & \cdot & b_p \\ 1 & & & & & & & \\ & \cdot & & & & & & \\ & & 1 & & & & & \\ c_1 & \cdot & \cdot & c_p & d_1 & \cdot & \cdot & d_p \\ & & & & 1 & & & \\ & & & & & \cdot & & \\ & & & & & & 1 & \end{bmatrix} \begin{bmatrix} P_{t-1} \\ \cdot \\ \cdot \\ P_{t-p} \\ D_{t-1} \\ \cdot \\ \cdot \\ D_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ 0 \\ \cdot \\ 0 \\ \epsilon_{2t} \\ 0 \\ \cdot \\ 0 \end{bmatrix}, \quad (24)$$

ou na forma compacta:

$$Z_t = BZ_{t-1} + \xi_t, \quad (25)$$

onde Z_t é o vetor das variáveis de estado, B é a matriz dos coeficientes do VAR e ξ_t é o vetor dos choques para o VAR, como anteriormente a constante foi excluída.

Usando (25) e as equações (6) e (19) tem-se:

$$\begin{aligned} P_t &= e'_1 Z_t = \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+R} \right)^i e'_{p+1} B^i Z_t \\ &= \left(\frac{1}{1+R} \right) e'_{p+1} B \left[I - \left(\frac{1}{1+R} \right) B \right]^{-1} Z_t \end{aligned} \quad (26)$$

$$e'_1 = \left(\frac{1}{1+R} \right) e'_{p+1} B \left[I - \left(\frac{1}{1+R} \right) B \right]^{-1}. \quad (27)$$

Chega-se então as restrições para P_t e D_t estacionários:

$$e'_1 \left[I - \left(\frac{1}{1+R} \right) B \right] = \left(\frac{1}{1+R} \right) e'_{p+1} B. \quad (28)$$

Desenvolvendo as restrições: $a_1 + c_1 = 1 + R$; $a_j + c_j = 0$, $j = 2, \dots, p$; $b_i + d_i = 0$, $i = 1, \dots, p$.

Não é necessário assumir que os vetores X_t e Z_t incluam todas as variáveis relevantes observadas pelos participantes do mercado. Mesmo que X_t e Z_t incluam somente um subconjunto das informações relevantes e as variáveis omitidas não sejam correlacionadas com X_t e Z_t , sobre a hipótese nula que os retornos esperados são constantes, S_t e P_t deverão ser iguais à melhor previsão VAR do valor futuro dos aluguéis descontados como dado pelo lado direito da equação (21) e (27), ver Campell, Lo e Mackinlay (1997). Intuitivamente, quando a hipótese nula é verdadeira, o preço do imóvel revela perfeitamente ao investidor a informação sobre o valor futuro dos aluguéis descontados. Outra forma de ver (21) é impondo a não previsibilidade dos retornos de múltiplos períodos do imóvel.

4 Base de Dados

Neste trabalho são utilizadas as séries de preço e aluguéis dos imóveis cariocas localizados nas zonas sul e oeste da cidade do Rio de Janeiro, mais precisamente nas seguintes seis regiões: Barra e Recreio, Gávea, Ipanema, Jardim Botânico, Lagoa, e Leblon.

Os dados são mensais e correspondem ao período de julho de 1994 a agosto de 2001 e são fornecidos pela SECOVI/RJ (Sindicato das Empresas de Compra, Venda e Administração de Imóveis do Rio de Janeiro) e pelo jornal O Globo. Esses dados correspondem a média aritmética das ofertas mensais do mês correspondente e são classificados por regiões e por tipos (conjugado, um quarto, dois quartos, três quartos e quatro quartos). Vale destacar que os preços e aluguéis dos imóveis correspondem ao valor de oferta e não o valor da efetiva transação. Ademais as séries não possuem nenhum tipo de equalização, contabilizando da mesma forma unidades de apartamentos de diferentes idades, localização e andares. A consequência é que variações apresentadas nos valores do preço e aluguel podem não estar refletindo

uma variação real de preços e aluguéis, mas sim uma variação na qualidade ofertada. Por isso utilizamos somente os dados de dois, três e quatro quartos, pois como Medeiros (2001) mostra, os apartamentos conjugados e de um quarto dessas seis regiões, apresentam maior desvio padrão em relação aos outros da mesma região. Em particular o imóvel de quatro quartos tem o menor desvio padrão, com exceção na região Barra e Recreio onde três quartos tem o menor desvio padrão.

Todos os valores, preços e aluguéis, foram corrigidos por três indexadores: índice geral de preços IGP-M; índice de preços ao consumidor IPC; e pelo preço de venda do Dólar Paralelo, todos fornecidos pela FGV-Dados.

5 Resultados Empíricos

5.1 MVP com Retornos Esperados Constantes

5.1.1 Teste de Raiz Unitária e Cointegração

Como visto na seção 3, a primeira etapa da análise empírica é o estudo das propriedades estocásticas das séries usadas no trabalho, que está relacionado com estacionariedade do polinômio auto-regressivo. Então são aplicados os testes de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979) aumentado (ADF) e de Phillips e Perron (1988). Os resultados demonstram uma forte evidência de raiz unitária nas séries de preço dos imóveis indexados pelo IGP-M e IPC. Quando os testes são feitos na primeira diferença das séries a hipótese de raiz unitária é rejeitada, indicando que as séries são $I(1)$, integradas de primeira ordem. Para as séries de preço de imóveis indexadas pelo Dólar Paralelo a presença de raiz unitária não é tão evidente. Nos imóveis de dois e três quartos, algumas séries são integradas de primeira ordem quando é realizado o teste de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979) aumentado (ADF). No entanto todas são estacionárias de acordo ao teste de Phillips e Perron (1988). Já os imóveis de quatro quartos indexados pelo Dólar Paralelo apresentam uma forte

evidência de integração de primeira ordem.

No caso das séries de aluguéis indexadas pelo IGP-M e IPC a evidência da presença de raiz unitária é fraca, ao realizar o teste Dickey e Fuller (1979) aumentado (ADF) a maioria das séries aparentam ser estacionárias, e o resultado do teste Phillips e Perron (1988) indicou que todas as séries são estacionárias. Novamente as séries dos imóveis de dois e três quartos indexadas pelo Dólar Paralelo apresentam resultados diferentes das séries indexadas pelo IGP-M e IPC, pois demonstram um forte indício de integração de primeira ordem. As séries de aluguel de imóveis de quatro quartos indexados pelo Dólar Paralelo têm seus resultados não muito conclusivos, pois apenas parte das séries se mostram estacionárias.

Os testes de raiz unitária apresentam alguns problemas com explicado por Enders (1995). Simulações de Monte Carlo mostram que o poder dos testes Dickey-Fuller e Phillips e Perron é muito baixo. Os testes de raiz unitárias não têm poder para distinguir um processo de raiz unitária de outro com raiz próxima a um. Além disso, têm pequeno poder para diferenciar um processo estacionário com uma tendência não estocástica de um outro que seja a combinação de um passeio aleatório mais uma tendência.

Um outro problema que pode estar afetando os testes de raiz unitária é apontado por Cati, Garcia e Perron (1999) como muito comum em séries de dados brasileiros. A presença de fortes “inliers” – observações que representam uma rápida queda do nível da série – pode viesar as conclusões dos testes de raiz unitária no sentido de rejeição de sua existência, quando de fato há uma raiz unitária. Tal fenômeno também é observado por Achite e Issler (2001) no mercado acionário brasileiro em relação à série de dividendos.

No caso das séries do preço do imóvel indexadas pelo Dólar Paralelo pode ser que esteja relacionada com a forte desvalorização cambial ocorrida em janeiro de 1999. Em relação às séries de aluguéis corrigidas pelo IGP-M e IPC, o fato que

pode estar afetando é o realinhamento dos valores dos aluguéis após o plano real. Pois antes do plano os aluguéis eram reajustados a cada seis meses, tendo estas distorções e perdas reais devido ao elevado nível de inflação, o que inibia a oferta de apartamentos para alugar. Após o plano com a queda abrupta da inflação e com a mudança da lei do inquilinato, onde os reajustes passaram ocorrer a cada doze meses, ocorreu um aumento dos valores dos aluguéis ofertados devido à incerteza do sucesso do plano, com a manutenção da estabilidade de preços ocorreu um aumento da oferta de imóveis para alugar fazendo com que houvesse uma queda repentina dos valores ofertados, como demonstrado nas séries. No final deste trabalho são apresentados os gráficos de todas as séries utilizadas.

Na falta de um resultado conclusivo com relação a ordem de integração das séries, propomos usar aqui um teste alternativo de raiz unitária. Na verdade, trata-se de um teste bivariado de Johansen de restrição no subespaço de cointegração, onde se pretende realizar dois testes. O primeiro impondo a restrição de que $(0, 1)$ é o vetor de cointegração entre P_t e D_t e o segundo que o vetor de cointegração entre P_t e D_t é $(1, 0)$, onde ambos os testes são condicionados à existência de um vetor de cointegração. Se a restrição do primeiro teste for aceita, conclui-se que a série de aluguéis D_t é estacionária. No caso do segundo teste, não rejeição implica que a série preço do imóvel P_t é estacionária. O teste de Johansen por ser multivariado tem presumivelmente maior poder, e como os “inliers” são muito provavelmente comuns, não devem causar tantos problemas.

Os resultados do teste bivariado de Johansen são expostos nas tabelas 1, 2 e 3, onde é possível observar os ρ – valores dos testes. O nível de significância utilizado foi de 10% devido ao pequeno número de observações da amostra. As séries de preço e de aluguel do imóvel apresentam três combinações de resultados: ambas as séries são integradas de primeira ordem, ou ambas são estacionárias, ou uma série é estacionária e a outra é integrada de primeira ordem. Nas séries onde P_t e D_t são

$I(1)$ é verificado as possíveis relações de longo prazo ente preço e aluguel, através da análise de cointegração conforme Johansen (1988, 1991). No caso em que P_t e D_t são séries estacionárias, é feito uma análise em nível a partir da equação (6) utilizando o sistema (23), como será apresentado no final desta seção. E no último caso, onde uma série é estacionária e a outra é integrada de primeira ordem não é realizado nenhum estudo, pois não é possível aplicar o MVP nestas séries.

Previamente à realização do teste bivariado de Johansen, torna-se necessário à escolha da ordem do VAR. Esta escolha é baseada nos critérios de informação de Schwarz e Hannan-Quinn, complementada por testes de diagnósticos. As tabelas 4 a 6 apresentam as defasagens escolhidas por cada critério e pelos testes de diagnósticos, e tendo na última coluna de cada tabela o número de defasagens mais apropriado para cada VAR. Os testes de diagnósticos feitos (não reportados), relacionados à verificação de autocorrelação serial e heterocedasticidade, não rejeitam a escolha de tal ordem. O teste Johansen (1991) é baseado na hipótese que os resíduos são ruídos brancos com distribuição normal, e portanto verificamos também a hipótese de normalidade. Algumas séries rejeitam a hipótese de normalidade, mas esses resultados não invalidam os anteriores, uma vez que a análise de cointegração é robusta a não existência de normalidade na distribuição dos resíduos, ver Gozalo (1994), Silvapulle e Podivinsky (2000).

Nas tabelas 7 a 9 são expostos os resultados do teste de cointegração feito no caso onde P_t e D_t são $I(1)$. Naturalmente mesmo que as variáveis sejam integradas da mesma ordem não necessariamente existe uma relação de longo prazo (cointegração). Dos imóveis indexados pelo IGP-M, 86% têm seus preços e aluguéis cointegrando e os imóveis corrigidos pelo IPC e pelo Dólar Paralelo 50% e 77% respectivamente.

Os vetores de cointegração são apresentados nas tabelas 10 a 12, onde o preço do imóvel foi normalizado para um. Ao normalizar o vetor de cointegração no preço, chegamos no valor do retorno constante $R = -\frac{1}{\theta}$, onde θ é o termo correspondente

a D_t do vetor de cointegração quando o termo de P_t é normalizado a um.

Os retornos médios mensais amostrais dos imóveis são apresentados na tabela 24, e a título de comparação, a tabela 25 apresenta os retornos médios mensais amostrais do Certificado de Depósito Interbancário (CDI) e do índice de ações IBOVESPA deflacionados pelo índice de preços IGP-M; pelo índice de preços ao consumidor, IPC; e pela variação da cotação de venda do Dólar Paralelo.

5.1.2 Estimação do Vetor Autorregressivo e Teste do MVP

Seguindo o método desenvolvido na seção 3.1.1, após ter verificado a existência de cointegração, estima-se um VAR irrestrito contendo S_t e ΔD_t . Novamente, a escolha da ordem do VAR é feita de acordo com os critérios de informação de Schwarz e Hannan-Quinn, juntamente com testes de diagnósticos (autocorrelação serial e heterocedasticidade). As tabelas 13 a 15 mostram as defasagens selecionadas pelos critérios e pelos testes de diagnósticos, na última coluna apresenta-se o número de defasagens escolhidas para cada tipo de imóvel. Posteriormente realizam-se testes de diagnósticos para verificar se os sistemas estão bem especificados e confirmar a ordem escolhida para a construção dos modelos VAR.

Para a verificação do modelo de valor presente, são conduzidos dois testes formais. O primeiro é o teste das restrições conjuntas impostas nos coeficientes do VAR. A equação (12) impõe um conjunto de $2p$ restrições conjuntas sobre os parâmetros do VAR, onde p é o número de defasagens escolhidas. O teste utilizado é o Wald, o qual tem assintoticamente distribuição χ^2 com número de graus de liberdade igual ao número de restrições impostas, ou seja, $2p$. O segundo é o teste de causalidade de Granger, testando se S_t não Granger-causa ΔD_t e vice-versa.

Os testes de Wald aplicados nos imóveis que cointegram apresentam os seguintes resultados: 83% dos imóveis corrigidos pelo IGP-M não rejeitam as restrições impostas, e 75% e 90% para os indexadores IPC e Dólar Paralelo respectivamente. As

tabelas 16 a 18 são expostos os resultados do teste de Wald. Os testes de causalidade de Granger são apresentados nas tabelas 19 a 21. Dos vinte tipos de imóveis analisados dezanove não rejeitam a hipótese que ΔD_t não Granger-causa S_t , para o teste que S_t não Granger-causa ΔD_t temos que 50% dos imóveis indexados pelo IGP-M rejeitam a hipótese nula, e 75% e 20% rejeitam para o IPC e Dólar Paralelo respectivamente. Lembrando que a teoria sugere causalidade de Granger em apenas uma direção, isto é, que S_t Granger-causa ΔD_t , os resultados do teste de causalidade de Granger corroboram os resultados do teste de Wald. Desta forma existe uma evidência de racionalidade na formação dos valores de venda e aluguel dos imóveis cariocas.

No caso em que P_t e D_t são séries estacionárias, é feito uma análise em nível a partir da equação (6) utilizando o sistema (23) da seção 3.1.1. Como descrito no sistema, é montado um VAR para cada tipo de imóvel com as variáveis P_t e D_t . O número de defasagens de cada sistema é escolhido através dos critérios de informação de Schwarz e Hannan-Quinn, juntamente com testes de diagnósticos (autocorrelação serial e heterocedasticidade), onde depois de escolhido as defasagens são realizados testes de diagnósticos, aqui não reportados, para verificar se os VARs estão bem especificados. Os resultados se encontram nas tabelas 4 a 6.

Em seguida são realizados os teste de Wald em nível com as restrições (28) e teste de causalidade de Granger entre P_t e D_t . Para cada imóvel é realizado quatro testes de Wald, o primeiro com a taxa média de desconto amostral, o segundo com a taxa de desconto de 1% ao ano, o terceiro com a taxa de 10% ao ano, e o último com a taxa de desconto de 20% ao ano. Diferentemente do caso em que as variáveis cointegram, onde o vetor de cointegração normalizado no preço do imóvel tem o seu segundo termo igual à menos o inverso da taxa de desconto, é preciso calibrar valores para as taxas de descontos, pois essa taxa faz parte de uma restrição em (28). Os valores escolhidos são o valor médio amostral, 1% a.a. e 10% a.a., que são

taxas amplamente utilizadas em calibrações na literatura econômica, e a taxa de 20% a.a. que é utilizada para fazer um teste de valores extremos.

Dos quatro tipos de imóveis analisados em nível, um é indexado pelo IGP-M, dois pelo IPC e um pelo Dólar Paralelo. Todos rejeitam as restrições impostas pelo teste de Wald, como exposto na tabela 22. Os testes de causalidade de Granger estão na tabela 23, os imóveis indexados pelo IPC seguem o que a teoria sugere, o indexado pelo IGP-M não apresenta Granger-causa em nenhum sentido, e o corrigido pelo Dólar Paralelo tem o seu resultado inverso ao que a teoria sugere.

6 Conclusão

É utilizado neste trabalho o arcabouço do modelo de valor presente (MVP) para testar as implicações de expectativas racionais num modelo envolvendo preços e aluguéis de imóveis, onde o preço de um imóvel deve ser o valor presente esperado do fluxo de seus aluguéis futuros. Em particular, testamos a racionalidade na formação do preço do imóvel carioca através do MVP desenvolvido por Campbell (1987) e Campbell e Shiller (1987), o qual utiliza uma taxa de desconto constante no tempo. A partir de tais hipóteses, desenvolve-se uma relação de valor presente a ser testada usando apenas séries estacionárias num arcabouço econométrico de modelos de Autoregressões Vetoriais (VAR).

São analisados três tipos de imóveis (dois, três e quatro quartos) nas seis regiões mais nobres da cidade do Rio de Janeiro (Barra e Recreio, Gávea, Ipanema, Jardim Botânico, Lagoa e Leblon), tendo suas séries de preço e aluguel indexadas por três índices (IGP-M, IPC e preço de venda do Dólar Paralelo). O resultado da combinação dessas três variáveis (tipo, região e indexador) são cinquenta e quatro grupos de séries de preço e aluguel. Destes cinquenta e quatro grupos de séries temos que: quatro têm suas séries estacionárias; vinte e oito têm suas séries integradas

de primeira ordem; e vinte e dois apresentam uma série estacionária e a outra $I(1)$. Para o conjunto de grupos de séries estacionárias são realizadas análises em nível. No conjunto dos grupos que têm séries $I(1)$, são aplicados testes de cointegração para verificar as possíveis relações de longo prazo entre preço e aluguel de cada grupo. Em relação ao conjunto de grupos que têm uma série $I(1)$ e outra estacionária, não é possível aplicação do MVP, desta forma não é realizado nenhuma análise sobre esse conjunto.

No conjunto em que as séries de preço e aluguel são integradas de primeira ordem temos: oito grupos não cointegram; e vinte cointegram. Dos vinte grupos que cointegram, dezessete não rejeitam as restrições impostas pelo teste de Wald. Em relação ao teste causalidade Granger, temos que doze não rejeitam a hipótese que ΔD_t não Granger-cause P_t e vice-versa, sete grupos apresentam causa no sentido de Granger como a teoria sugere, esses sete grupos não rejeitam as restrições impostas pelo teste de Wald, e apenas um grupo de séries apresenta Granger-cause nos dois sentidos. No conjunto de grupos onde as séries são estacionárias, todos os quatro grupos rejeitam as restrições impostas pelo teste de Wald. No testes de causalidade de Granger dois grupos apresentam resultados como a teoria sugere, um não apresenta Granger-cause em nenhum sentido, e outro grupo tem como resultado o inverso que a teoria sugere para o teste de causalidade de Granger.

Os resultados indicam que existe uma evidência de racionalidade na formação dos valores de venda e aluguel dos imóveis nos grupos onde são possíveis análises mais abrangentes, ou seja, nos grupos onde as séries são estacionárias ou nos grupos em que as séries são integradas de primeira ordem. Infelizmente em um número elevado de grupos (vinte e dois) não é possível testar o MVP, devido às características das séries pertencentes aos mesmos. Esse problema provavelmente está relacionado com o pequeno período da amostra (julho de 1994 a agosto de 2001). O problema de estender a amostra para um período anterior é o fato que antes de julho de 1994

o nível da taxa de inflação era muito elevado trazendo profundas distorções no valor do aluguel. Porque o reajuste do contrato de locação era semestral e o cenário inflacionário inibia a oferta de imóveis para alugar. Então só podemos afirmar que existe uma fraca evidência de racionalidade na formação dos valores de venda e aluguel dos imóveis dessas regiões da cidade do Rio de Janeiro, e que a validade da hipótese de expectativas racionais para o mercado imobiliário carioca fica ainda como uma dúvida.

Possíveis extensões desse trabalho vão em diversas direções. Uma extensão natural para este trabalho seria realizar os mesmos testes para as outras doze regiões da cidade do Rio de Janeiro que possuem valores históricos de preço e aluguel. Outra extensão possível seria incluir outras variáveis explicativas para os retornos no vetor de variáveis de estado, como por exemplo, a taxa de juros para financiamento habitacional e variações demográficas. Estas variáveis são reconhecidamente importantes para explicar o valor fundamental de um imóvel. Por fim, uma possibilidade que parece ser a mais interessante para trabalhos futuros, seria a construção de uma série do custo do capital para o proprietário do imóvel como feito por Meese e Wallace (1993). Tal variável incluiria a: taxa de financiamento do imóvel, impostos municipais e federais pagos pelo proprietário, depreciação, inflação esperada para os aluguéis, prêmio de risco para o investimento imobiliário, e outras taxas que incidem sobre o imóvel. Podendo assim testar o modelo de valor presente (MVP) com taxas de retornos flutuantes, já que na literatura econômica existem fortes críticas sobre a hipótese de taxa de retorno constante ao longo do tempo.

7 Tabelas e Gráficos

Teste bivariado de Johansen de restrição no subespaço de cointegração.

Tabela 1: Dois Quartos.

Regiões	Indexador	Restrição: $P_t=0; D_t=1$	Restrição: $P_t=1; D_t=0$
		ρ -valor	ρ -valor
Barra e Recreio	IGP-M	0.07567	0.00098
	IPC	0.23610	0.01046
	Dólar	0.00586	0.00004
Gávea	IGP-M	0.01451	0.00000
	IPC	0.05965	0.00243
	Dólar	0.13582	0.00015
Ipanema	IGP-M	0.47712	0.00006
	IPC	0.00018	0.03122
	Dólar	0.03018	0.00003
Jardim Botânico	IGP-M	0.20166	0.11231
	IPC	0.00156	0.15904
	Dólar	0.05915	0.00012
Lagoa	IGP-M	0.00073	0.08967
	IPC	0.00055	0.09299
	Dólar	0.00705	0.00061
Leblon	IGP-M	0.00006	0.00579
	IPC	0.00075	0.00138
	Dólar	0.00114	0.00003

Tabela 2: Três Quartos.

Regiões	Indexador	Restrição: $P_t=0; D_t=1$	Restrição: $P_t=1; D_t=0$
		ρ -valor	ρ -valor
Barra e Recreio	IGP-M	0.11216	0.04327
	IPC	0.00036	0.70808
	Dólar	0.01241	0.11434
Gávea	IGP-M	0.01946	0.00002
	IPC	0.78602	0.00005
	Dólar	0.00265	0.18180
Ipanema	IGP-M	0.09798	0.00118
	IPC	0.01583	0.00373
	Dólar	0.12929	0.00023
Jardim Botânico	IGP-M	0.28130	0.07947
	IPC	0.52216	0.18653
	Dólar	0.25664	0.20431
Lagoa	IGP-M	0.00199	0.49656
	IPC	0.00033	0.63728
	Dólar	0.00960	0.05405
Leblon	IGP-M	0.00852	0.34371
	IPC	0.00009	0.38056
	Dólar	0.00433	0.00943

Tabela 3: Quatro Quartos.

Regiões	Indexador	Restrição: $P_t=0; D_t=1$	Restrição: $P_t=1; D_t=0$
		ρ -valor	ρ -valor
Barra e Recreio	IGP-M	0.49793	0.05503
	IPC	0.23102	0.05023
	Dólar	0.00791	0.00109
Gávea	IGP-M	0.17918	0.02980
	IPC	0.88241	0.13991
	Dólar	0.00078	0.00555
Ipanema	IGP-M	0.00013	0.10404
	IPC	0.00001	0.22858
	Dólar	0.00095	0.00309
Jardim Botânico	IGP-M	0.67888	0.00019
	IPC	0.02723	0.00004
	Dólar	0.00800	0.00004
Lagoa	IGP-M	0.15529	0.00006
	IPC	0.02032	0.00034
	Dólar	0.00134	0.00056
Leblon	IGP-M	0.05921	0.00601
	IPC	0.04344	0.01105
	Dólar	0.05121	0.03782

Ordem ótima do VAR

Variáveis Endógenas: Preço do Imóvel e Aluguel.

Legenda: SC – Critério de Informação de Schwars; HD – Critério de Informação de Hannan-Quinn; TD – Teste de Diagnostico (autocorrelação serial, normalidade e heterocedasticidade).

Tabela 4: Dois Quartos.

Regiões	Indexador	SC	HQ	TD	Escolhida
Barra e Recreio	IGP-M	1	2	3	3
	IPC	1	2	2	2
	Dólar	1	1	3	3
Gávea	IGP-M	1	1	1	1
	IPC	1	1	1	1
	Dólar	1	1	4	4
Ipanema	IGP-M	1	1	1	1
	IPC	1	7	1	1
	Dólar	1	1	5	5
Jardim Botânico	IGP-M	1	2	2	2
	IPC	1	2	3	3
	Dólar	1	2	3	3
Lagoa	IGP-M	2	2	2	2
	IPC	2	2	4	4
	Dólar	1	1	2	2
Leblon	IGP-M	1	2	5	5
	IPC	1	2	5	5
	Dólar	1	2	5	5

Tabela 5: Três Quartos.

Regiões	Indexador	SC	HQ	TD	Escolhida
Barra e Recreio	IGP-M	1	2	2	2
	IPC	2	3	3	3
	Dólar	2	2	2	2
Gávea	IGP-M	1	1	2	2
	IPC	1	2	2	2
	Dólar	1	1	1	1
Ipanema	IGP-M	1	1	1	1
	IPC	1	1	1	1
	Dólar	1	1	1	1
Jardim Botânico	IGP-M	1	2	2	2
	IPC	2	2	2	2
	Dólar	1	1	1	1
Lagoa	IGP-M	1	3	3	3
	IPC	1	3	3	3
	Dólar	1	1	5	5
Leblon	IGP-M	1	1	2	2
	IPC	1	1	3	3
	Dólar	1	1	2	2

Tabela 6: Quatro Quartos.

Regiões	Indexador	SC	HQ	TD	Escolhida
Barra e Recreio	IGP-M	1	1	2	2
	IPC	1	1	2	2
	Dólar	1	1	1	1
Gávea	IGP-M	1	1	5	5
	IPC	1	1	3	3
	Dólar	1	1	5	5
Ipanema	IGP-M	2	2	5	5
	IPC	2	2	5	5
	Dólar	1	1	2	2
Jardim Botânico	IGP-M	1	1	2	2
	IPC	1	1	2	2
	Dólar	1	1	4	4
Lagoa	IGP-M	1	1	1	1
	IPC	1	1	2	2
	Dólar	1	1	1	1
Leblon	IGP-M	1	1	1	1
	IPC	1	1	2	2
	Dólar	1	1	1	1

Teste de Johansen

Tabela 7: Dois Quartos.

Regiões	Indexador	Ho: posto = ρ	Estatística Traço	95%	Vetores	Estatística λ Max	95%	Vetores	Defasagens.
Barra e Recreio	IGP-M	$\rho = 0$	20.10645	18.17	1	17.59580	16.87	1	3
		$\rho \leq 1$	2.51065	3.74		2.51065	3.74		3
	Dólar	$\rho = 0$	21.34804	18.17	1	19.40357	16.87	1	3
		$\rho \leq 1$	1.94448	3.74		1.94448	3.74		3
Gávea	IGP-M	$\rho = 0$	26.34189	15.41	1	24.50001	14.07	1	1
		$\rho \leq 1$	1.84188	3.76		1.84188	3.76		1
	IPC	$\rho = 0$	33.32795	25.32	1	22.55824	18.96	1	1
		$\rho \leq 1$	10.76971	12.25		10.76971	12.25		1
Ipanema	IPC	$\rho = 0$	33.21617	25.32	1	23.70964	18.96	1	1
		$\rho \leq 1$	9.50653	12.25		9.50653	12.25		1
	Dólar	$\rho = 0$	24.39743	18.17	1	21.04113	16.87	1	5
		$\rho \leq 1$	3.35630	3.74		3.35630	3.74		5
Jardim Botânico	Dólar	$\rho = 0$	22.20862	18.17	1	18.70070	16.87	1	3
		$\rho \leq 1$	3.50792	3.74		3.50792	3.74		3
Lagoa	IGP-M	$\rho = 0$	36.17006	25.32	1	25.42263	18.96	1	2
		$\rho \leq 1$	10.74743	12.25		10.74743	12.25		2
	IPC	$\rho = 0$	16.76626	18.17	0	14.36629	16.87	0	4
		$\rho \leq 1$	2.39997	3.74		2.39997	3.74		4
	Dólar	$\rho = 0$	34.77784	25.32	1	24.42180	18.96	1	2
		$\rho \leq 1$	10.35605	12.25		10.35605	12.25		2
Leblon	IGP-M	$\rho = 0$	35.62458	25.32	1	26.09024	18.96	1	5
		$\rho \leq 1$	9.53434	12.25		9.53434	12.25		5
	IPC	$\rho = 0$	13.79377	15.41	0	13.78429	14.07	0	5
		$\rho \leq 1$	0.00947	3.76		0.00947	3.76		5
	Dólar	$\rho = 0$	28.63900	25.32	1	23.10868	18.96	1	5
		$\rho \leq 1$	5.53032	12.25		5.53032	12.25		5

Tabela 8: Três Quartos.

Regiões	Indexador	Ho: posto = ρ	Estatística Traço	95%	Vetores	Estatística λ Max	95%	Vetores	Defasagens.
Gávea	IGP-M	$\rho = 0$	19.25479	15.41	1	18.81254	14.07	1	2
		$\rho \leq 1$	0.44225	3.76		0.44225	3.76		2
Ipanema	IGP-M	$\rho = 0$	32.17924	25.32	1	22.55208	18.96	1	1
		$\rho \leq 1$	9.62715	12.25		9.62715	12.25		1
	IPC	$\rho = 0$	31.00086	25.32	1	21.33436	18.96	1	1
		$\rho \leq 1$	9.66649	12.25		9.66649	12.25		1
Lagoa	Dólar	$\rho = 0$	16.13709	18.17	0	11.72265	16.87	0	5
		$\rho \leq 1$	4.41444	3.74		4.41444	3.74		5
Leblon	Dólar	$\rho = 0$	23.71611	25.32	0	17.49052	18.96	0	2
		$\rho \leq 1$	6.22559	12.25		6.22559	12.25		2

Tabela 9: Quatro Quartos.

Regiões	Indexador	Ho: posto = ρ	Estatística Traço	95%	Vetores	Estatística λ Max	95%	Vetores	Defasagens.
Barra e Recreio	Dólar	$\rho = 0$	18.30825	15.41	1	14.79657	14.07	1	1
		$\rho \leq 1$	3.51168	3.76		3.51168	3.76		1
Gávea	Dólar	$\rho = 0$	26.80128	25.32	1	19.09580	18.96	1	5
		$\rho \leq 1$	7.70548	12.25		7.70548	12.25		5
Ipanema	Dólar	$\rho = 0$	18.70482	15.41	1	15.42895	14.07	1	2
		$\rho \leq 1$	3.27586	3.76		3.27586	3.76		2
Jardim Botânico	IPC	$\rho = 0$	29.14026	25.32	1	23.93515	18.96	1	2
		$\rho \leq 1$	5.20511	12.25		5.20511	12.25		2
	Dólar	$\rho = 0$	33.28839	25.32	1	25.31017	18.96	1	4
		$\rho \leq 1$	7.97822	12.25		7.97822	12.25		4
Lagoa	IPC	$\rho = 0$	17.62250	18.17	0	15.49371	16.87	0	2
		$\rho \leq 1$	2.12879	3.74		2.12879	3.74		2
	Dólar	$\rho = 0$	29.38344	19.96	1	21.75375	15.67	1	1
		$\rho \leq 1$	7.62969	9.24		7.62969	9.24		1
Leblon	IGP-M	$\rho = 0$	20.46318	25.32	0	14.45494	18.96	0	1
		$\rho \leq 1$	6.00824	12.25		6.00824	12.25		1
	IPC	$\rho = 0$	12.71925	18.17	0	9.82131	16.87	0	2
		$\rho \leq 1$	2.89794	3.74		2.89794	3.74		2
	Dólar	$\rho = 0$	25.17668	25.32	0	15.19448	18.96	0	1
		$\rho \leq 1$	9.98220	12.25		9.98220	12.25		1

Vetores de Cointegração Normalizados em P_t .

Legenda: R - taxa de desconto.

Tabela 10: Dois Quartos.

Regiões	Indexador	P_t	D_t	R
Barra e Recreio	IGP-M	1	-235.55	0.42%
	Dólar	1	-141.07	0.71%
Gávea	IGP-M	1	478.40	-0.21%
	IPC	1	-272.76	0.37%
Ipanema	IPC	1	-96.30	1.04%
	Dólar	1	-346.23	0.29%
Jardim Botânico	Dólar	1	-252.97	0.40%
Lagoa	IGP-M	1	-67.47	1.48%
	Dólar	1	-125.73	0.80%
Leblon	IGP-M	1	-99.83	1.00%
	Dólar	1	-142.47	0.70%

Tabela 11: Três Quartos.

Regiões	Indexador	P_t	D_t	R
Gávea	IGP-M	1	472.31	-0.21%
Ipanema	IGP-M	1	-332.40	0.30%
	IPC	1	-217.52	0.46%

Tabela 12: Quatro Quartos.

Regiões	Indexador	P_t	D_t	R
Barra e Recreio	Dólar	1	-124.26	0.80%
Gávea	Dólar	1	-67.83	1.47%
Ipanema	Dólar	1	-68.94	1.45%
Jardim Botânico	IPC	1	-439.07	0.23%
	Dólar	1	-205.24	0.49%
Lagoa	Dólar	1	-109.60	0.91%

Ordem ótima do VAR

Variáveis Endógenas: $P_t - (1/R) * D_t$ e ΔD_t .

Legenda: SC – Critério de Informação de Schwars; HD – Critério de Informação de Hannan-Quinn; TD – Teste de Diagnostico (autocorrelação serial e heterocedasticidade).

Tabela 13: Dois Quartos.

Regiões	Indexador	SC	HQ	TD	Escolhida
Barra e Recreio	IGP-M	2	4	4	4
	Dólar	2	2	4	4
Gávea	IGP-M	1	3	3	3
	IPC	1	3	4	4
Ipanema	IPC	1	5	5	5
	Dólar	1	2	5	5
Jardim Botânico	Dólar	1	1	2	2
Lagoa	IGP-M	2	2	3	3
	Dólar	2	2	2	2
Leblon	IGP-M	2	2	5	5
	Dólar	1	2	5	5

Tabela 14: Três Quartos.

Regiões	Indexador	SC	HQ	TD	Escolhida
Gávea	IGP-M	1	2	5	5
Ipanema	IGP-M	1	2	2	2
	IPC	1	2	2	2

Tabela 15 Quatro Quartos.

Regiões	Indexador	SC	HQ	TD	Escolhida
Barra e Recreio	Dólar	1	1	5	5
Gávea	Dólar	1	2	5	5
Ipanema	Dólar	2	2	5	5
Jardim Botânico	IPC	1	1	5	5
	Dólar	1	1	4	4
Lagoa	Dólar	1	1	4	4

Teste de Wald

Tabela 16 Dois Quartos.

Regiões	Indexador	X ²	Graus de Liberdade	p-valor
Barra e Recreio	IGP-M	5.10936	8	0.74583
	Dólar	11.28270	8	0.18619
Gávea	IGP-M	0.27589	6	0.99961
	IPC	0.69495	8	0.99954
Ipanema	IPC	20.53048	10	0.02462
	Dólar	2.85106	10	0.98472
Jardim Botânico	Dólar	1.11491	4	0.89190
Lagoa	IGP-M	24.02334	6	0.00052
	Dólar	5.39429	4	0.24918
Leblon	IGP-M	11.92177	10	0.29033
	Dólar	5.78704	10	0.83283

Tabela 17: Teste de Wald Três Quartos.

Regiões	Indexador	X ²	Graus de Liberdade	p-valor
Gávea	IGP-M	0.30583	10	0.99999
Ipanema	IGP-M	0.32071	4	0.98844
	IPC	0.71002	4	0.95009

Tabela 18: Teste de Wald Quatro Quartos.

Regiões	Indexador	X ²	Graus de Liberdade	p-valor
Barra e Recreio	Dólar	6.03274	10	0.81251
Gávea	Dólar	23.48095	10	0.00910
Ipanema	Dólar	10.80997	10	0.37251
Jardim Botânico	IPC	0.46230	10	0.99999
	Dólar	2.33902	8	0.96881
Lagoa	Dólar	5.34052	8	0.72064

Teste de Causalidade de Granger

Tabela 19: Dois Quartos.

Regiões	Indexador	H_0 :	Estatística F	ρ -valor
Barra e Recreio	IGP-M	ΔD_t não Granger-causa S_t	0.19350	0.94105
		S_t não Granger-causa ΔD_t	1.13755	0.34579
	Dólar	ΔD_t não Granger-causa S_t	0.68565	0.60421
		S_t não Granger-causa ΔD_t	0.74453	0.56483
Gávea	IGP-M	ΔD_t não Granger-causa S_t	0.28866	0.83345
		S_t não Granger-causa ΔD_t	5.71680	0.00141
	IPC	ΔD_t não Granger-causa S_t	0.90917	0.46335
		S_t não Granger-causa ΔD_t	1.45650	0.22443
Ipanema	IPC	ΔD_t não Granger-causa S_t	2.46904	0.04072
		S_t não Granger-causa ΔD_t	3.84863	0.00391
	Dólar	ΔD_t não Granger-causa S_t	1.24249	0.29891
		S_t não Granger-causa ΔD_t	1.78564	0.12726
Jardim Botânico	Dólar	ΔD_t não Granger-causa S_t	0.83439	0.43798
		S_t não Granger-causa ΔD_t	0.17897	0.83647
Lagoa	IGP-M	ΔD_t não Granger-causa S_t	1.11277	0.34936
		S_t não Granger-causa ΔD_t	0.97169	0.41070
	Dólar	ΔD_t não Granger-causa S_t	2.57146	0.08289
		S_t não Granger-causa ΔD_t	0.70838	0.49558
Leblon	IGP-M	ΔD_t não Granger-causa S_t	0.76248	0.57996
		S_t não Granger-causa ΔD_t	1.17998	0.32798
	Dólar	ΔD_t não Granger-causa S_t	0.27673	0.92438
		S_t não Granger-causa ΔD_t	0.80077	0.55295

Tabela 20: Três Quartos.

Regiões	Indexador	H_0 :	Estatística F	ρ -valor
Gávea	IGP-M	ΔD_t não Granger-causa S_t	0.42142	0.83228
		S_t não Granger-causa ΔD_t	3.97679	0.00315
Ipanema	IGP-M	ΔD_t não Granger-causa S_t	0.55328	0.57730
		S_t não Granger-causa ΔD_t	4.59799	0.01295
	IPC	ΔD_t não Granger-causa S_t	0.61929	0.54095
		S_t não Granger-causa ΔD_t	4.17330	0.01897

Tabela 21: Quatro Quartos.

Regiões	Indexador	H_0 :	Estatística F	ρ -valor
Barra e Recreio	Dólar	ΔD_t não Granger-causa S_t	0.79240	0.55880
		S_t não Granger-causa ΔD_t	1.46669	0.21199
Gávea	Dólar	ΔD_t não Granger-causa S_t	0.59905	0.70075
		S_t não Granger-causa ΔD_t	0.35449	0.87767
Ipanema	Dólar	ΔD_t não Granger-causa S_t	0.58595	0.71064
		S_t não Granger-causa ΔD_t	2.42458	0.04390
Jardim Botânico	IPC	ΔD_t não Granger-causa S_t	0.38078	0.86030
		S_t não Granger-causa ΔD_t	3.02744	0.01576
	Dólar	ΔD_t não Granger-causa S_t	1.12065	0.35356
		S_t não Granger-causa ΔD_t	3.39480	0.01335
Lagoa	Dólar	ΔD_t não Granger-causa S_t	0.09571	0.98352
		S_t não Granger-causa ΔD_t	1.10156	0.36252

Tabela 22: Teste de Wald.

Regiões	Tipo	Indexador	Retornos	X^2	Graus de Liberdade	ρ -valor
Jardim Botânico	Dois Quartos	IGP-M	Amostral	19.36140	6	0.00360
			1%	19.41560		0.00352
			10%	19.36140		0.00360
			20%	20.21600		0.00254
Jardim Botânico	Três Quartos	IPC	Amostral	16.47890	4	0.00244
			1%	15.90570		0.00315
			10%	15.77700		0.00333
			20%	16.88820		0.00203
Jardim Botânico	Três Quartos	Dólar	Amostral	17.67520	2	0.00015
			1%	17.67520		0.00015
			10%	17.67520		0.00015
			20%	17.67520		0.00015
Gávea	Quatro Quartos	IPC	Amostral	23.91350	6	0.00054
			1%	23.91350		0.00054
			10%	23.91350		0.00054
			20%	23.91350		0.00054

Tabela 23: Teste de Causalidade de Granger.

Regiões	Tipo	Indexador	H_0 :	Estatística F	ρ -valor
Jardim Botânico	Dois Quartos	IGP-M	D_t não Granger-causa P_t	1.47756	0.23450
			P_t não Granger-causa D_t	0.69344	0.50290
Jardim Botânico	Três Quartos	IPC	D_t não Granger-causa P_t	0.67248	0.51340
			P_t não Granger-causa D_t	3.75075	0.02780
Jardim Botânico	Três Quartos	Dólar	D_t não Granger-causa P_t	5.97671	0.01670
			P_t não Granger-causa D_t	2.66739	0.10630
Gávea	Quatro Quartos	IPC	D_t não Granger-causa P_t	0.45571	0.71410
			P_t não Granger-causa D_t	4.60642	0.00520

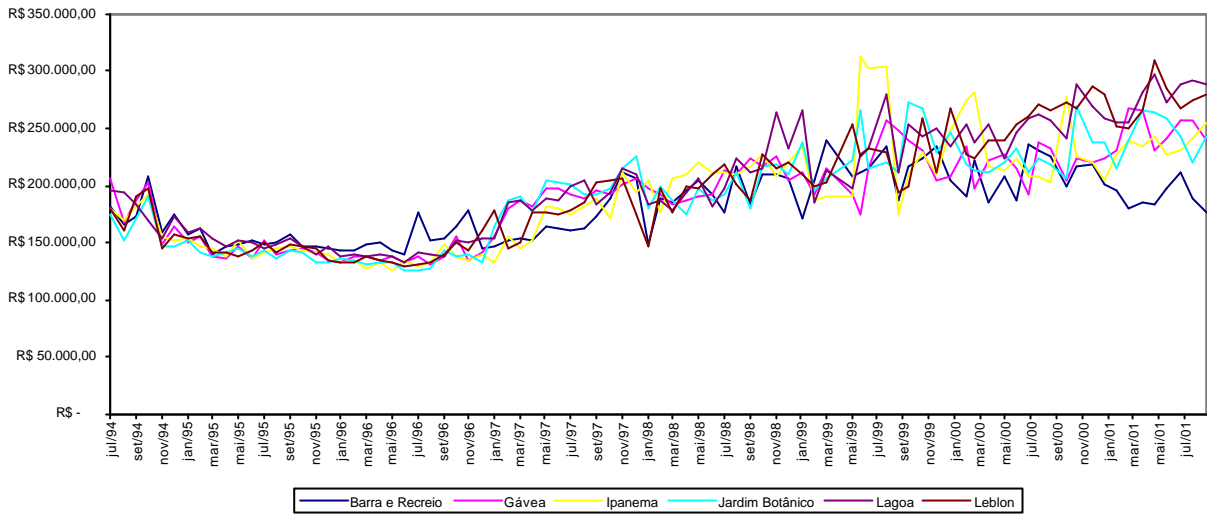
Tabela 24: Rentabilidade média mensal deflacionada: pelo índice de preços IGP-M; pelo índice de preços ao consumidor IPC; e pela variação da cotação de venda do Dólar Paralelo.

	Barra e Recreio	Gávea	Ipanema	Jardim Botânico	Lagoa	Leblon
Dois Quartos IGP-M	1,23%	1,29%	1,92%	1,54%	1,61%	1,82%
Três Quartos IGP-M	1,03%	1,28%	1,54%	1,30%	1,48%	1,71%
Quatro Quartos IGP-M	0,93%	0,77%	1,20%	0,73%	1,27%	1,03%
Dois Quartos IPC	1,29%	1,33%	1,96%	1,58%	1,65%	1,87%
Três Quartos IPC	1,08%	1,33%	1,58%	1,34%	1,52%	1,75%
Quatro Quartos IPC	0,96%	0,81%	1,25%	0,78%	1,32%	1,08%
Dois Quartos Dólar	1,12%	1,12%	1,81%	1,41%	1,51%	1,72%
Três Quartos Dólar	0,85%	1,15%	1,32%	1,16%	1,36%	1,57%
Quatro Quartos Dólar	0,80%	0,58%	1,08%	0,59%	1,18%	0,89%

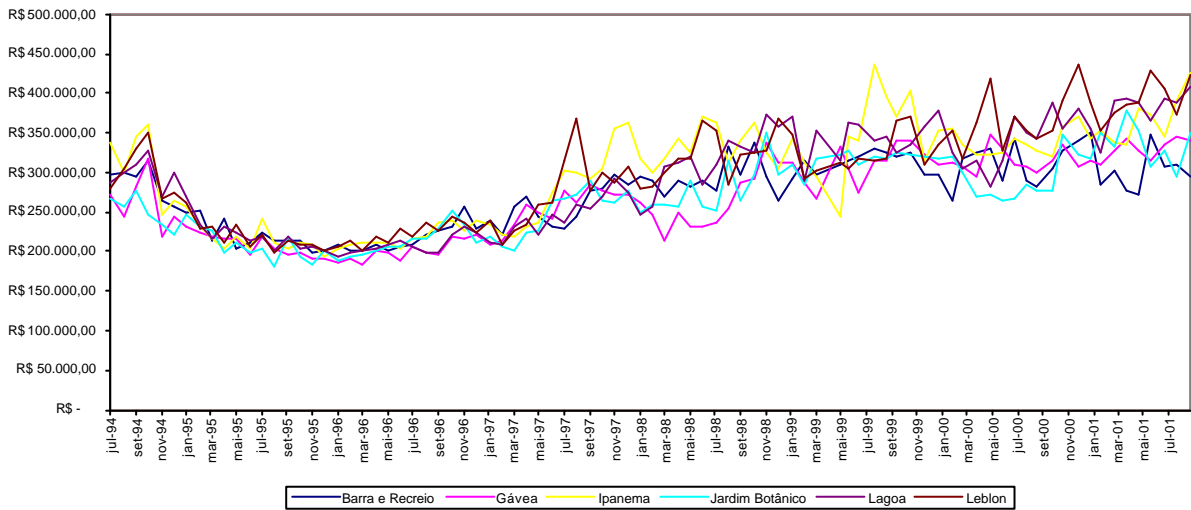
Tabela 25: Rentabilidade média mensal dos principais indicadores financeiros deflacionados: pelo índice de preços IGP-M; pelo índice de preços ao consumidor IPC; e pela variação da cotação de venda do Dólar Paralelo.

	CDI	IBOVESPA
IGP-M	1,23%	-0,90%
IPC	1,23%	-0,89%
Dólar Paralelo	1,17%	-0,97%

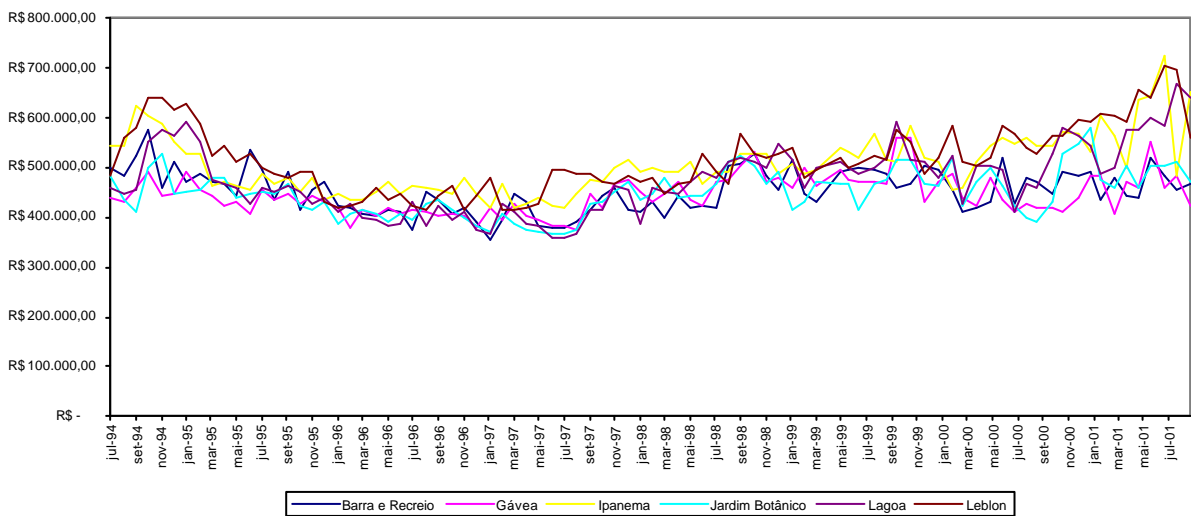
Venda Dois Quartos IGP-M



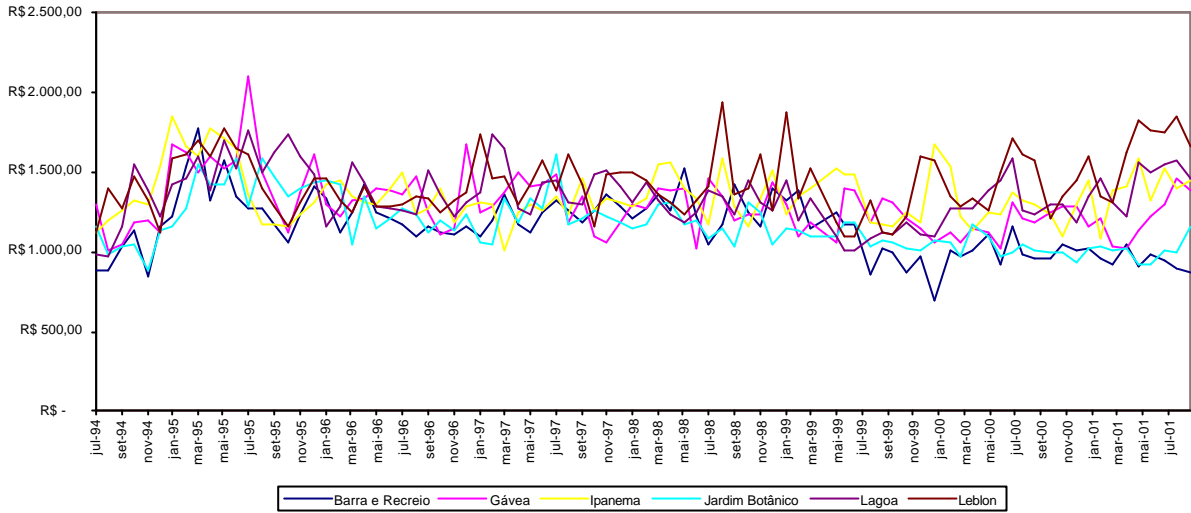
Venda Três Quartos IGP-M



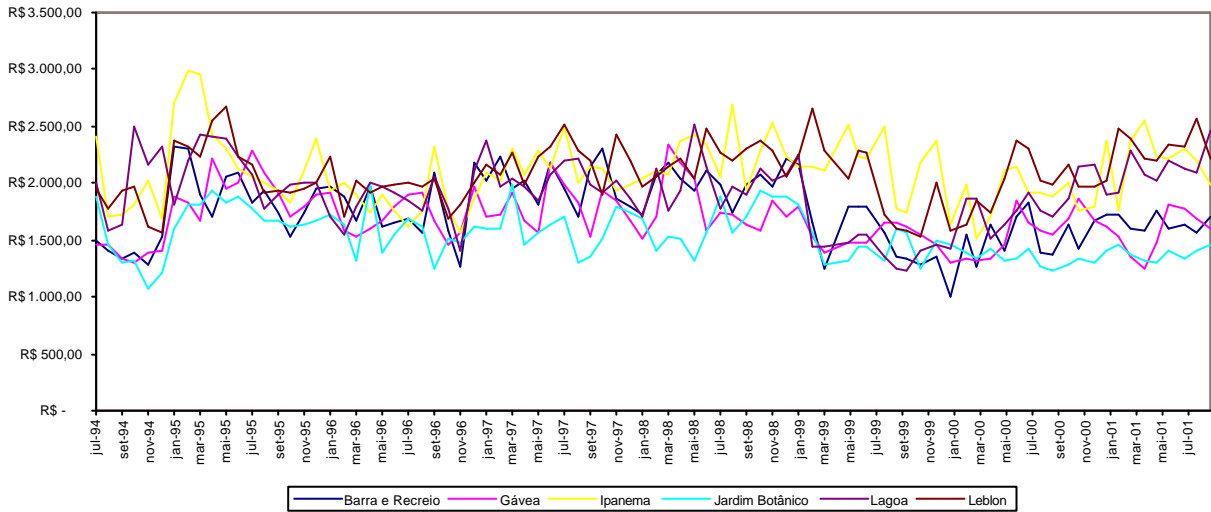
Venda Quatro Quartos IGP-M



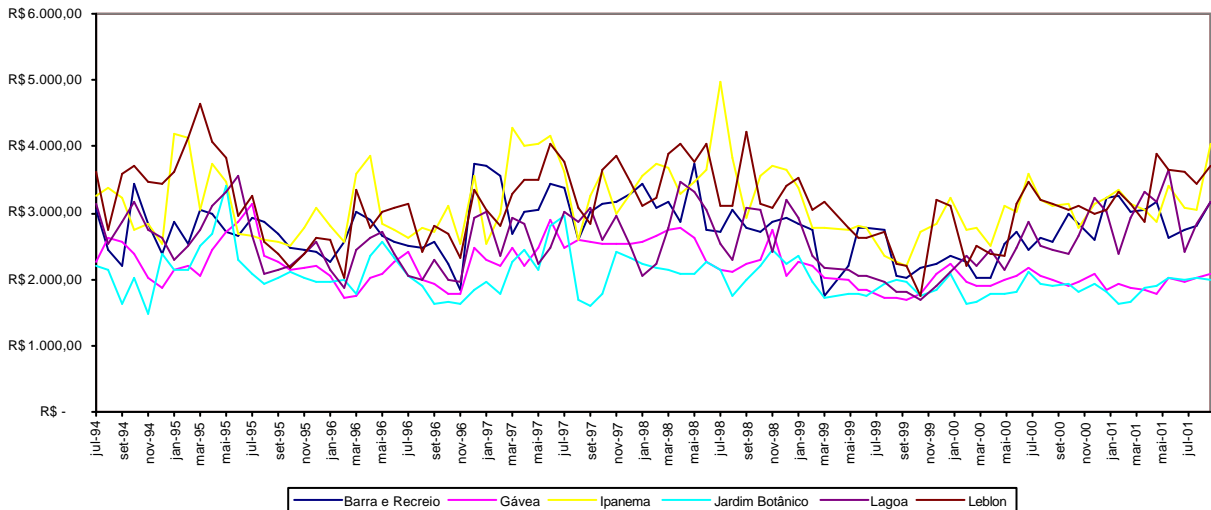
Aluguel Dois Quartos IGP-M



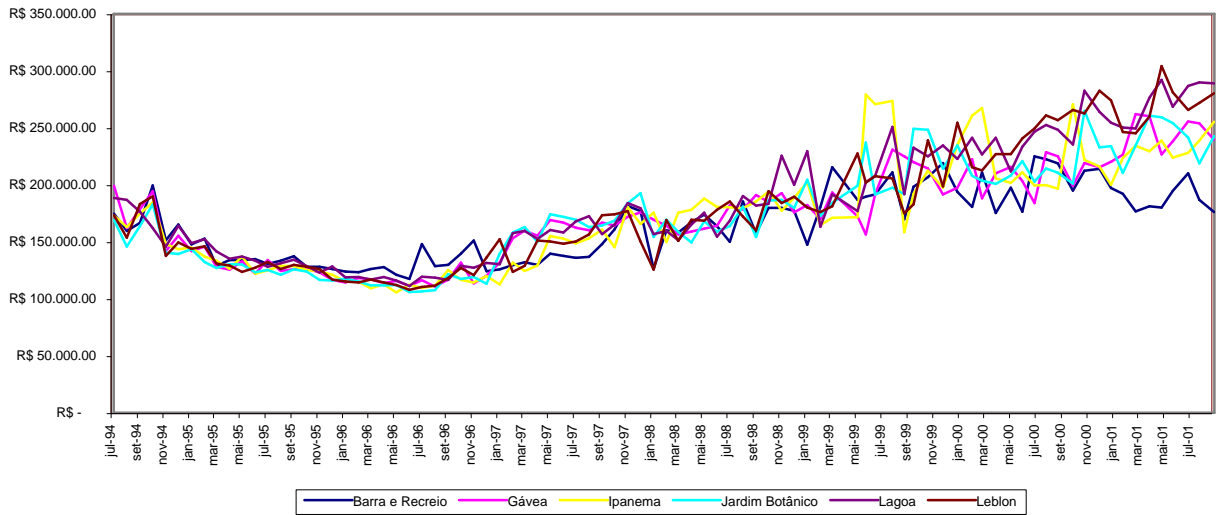
Aluguel Três Quartos IGP-M



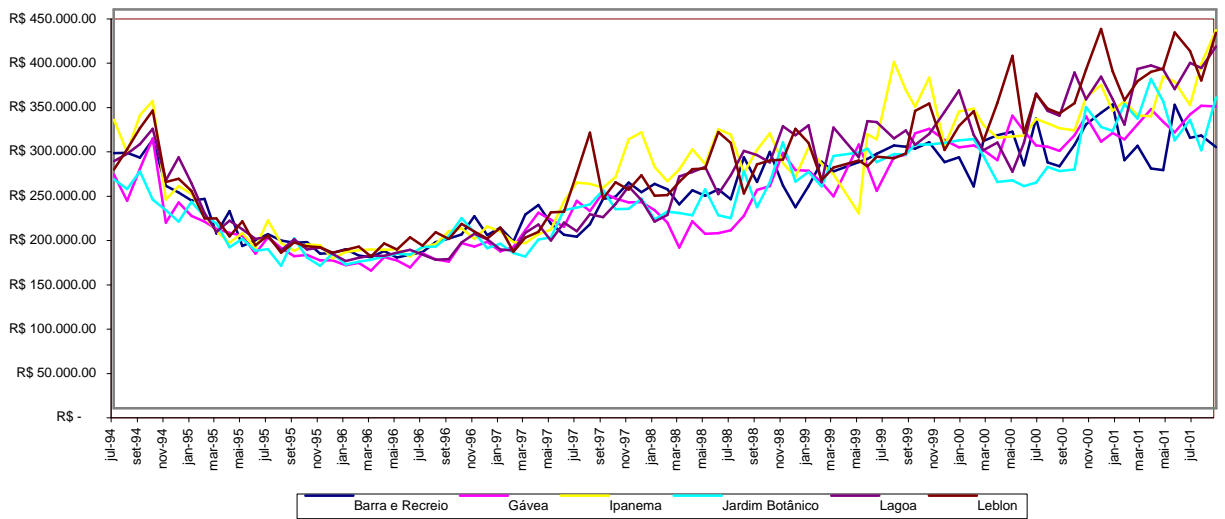
Aluguel Quatro Quartos IGP-M



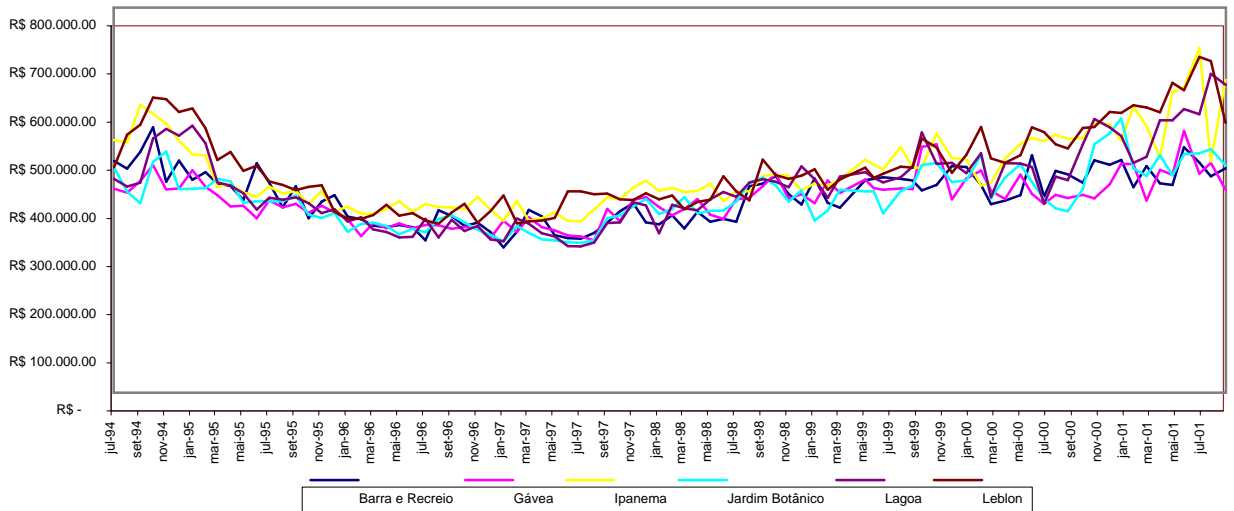
Venda Dois Quartos IPC



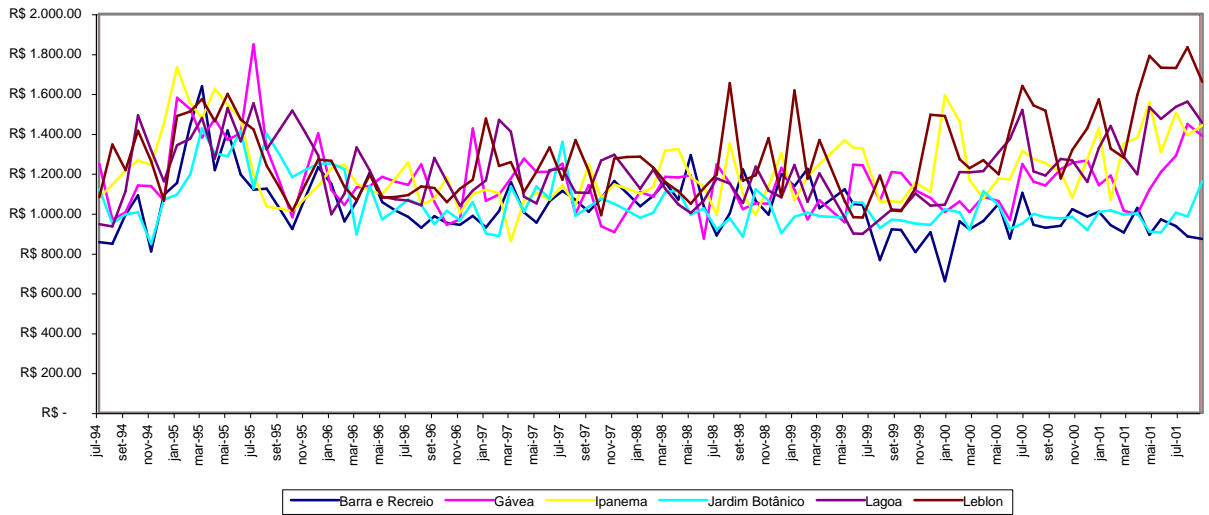
Venda Três Quartos IPC



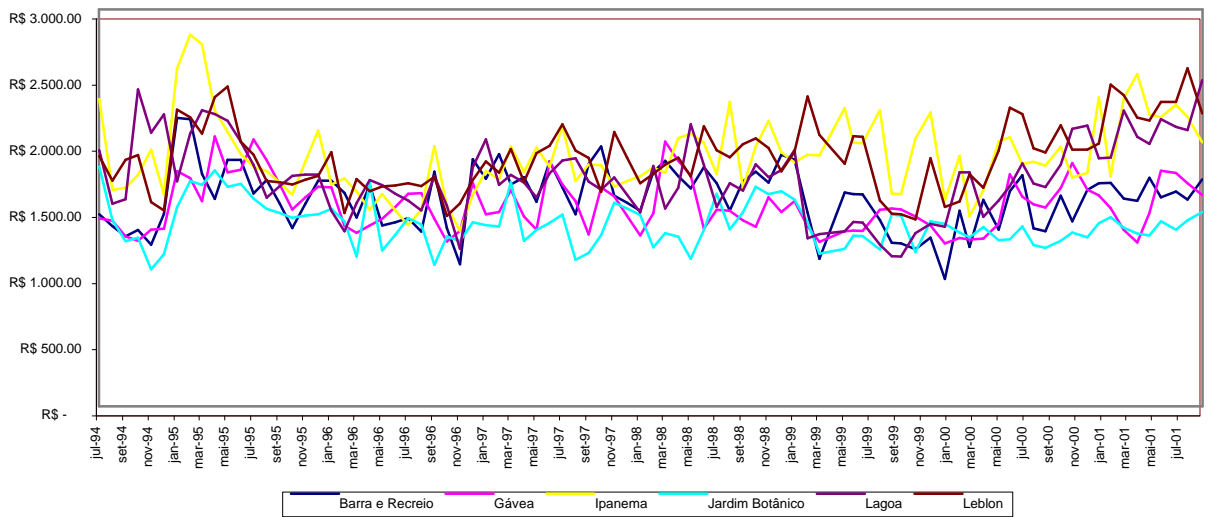
Venda Quatro Quartos IPC



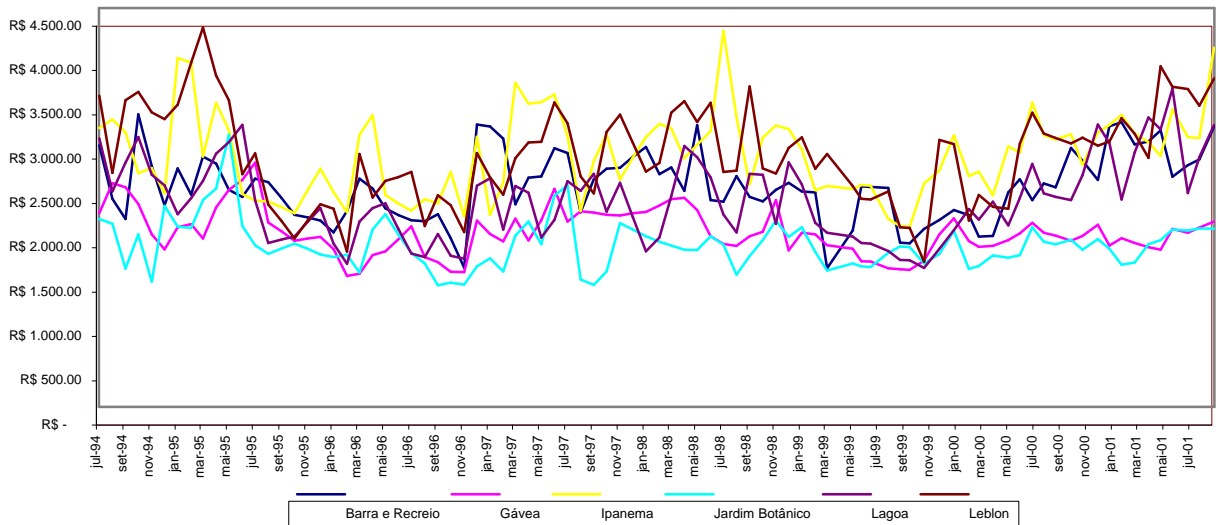
Aluguel Dois Quartos IPC



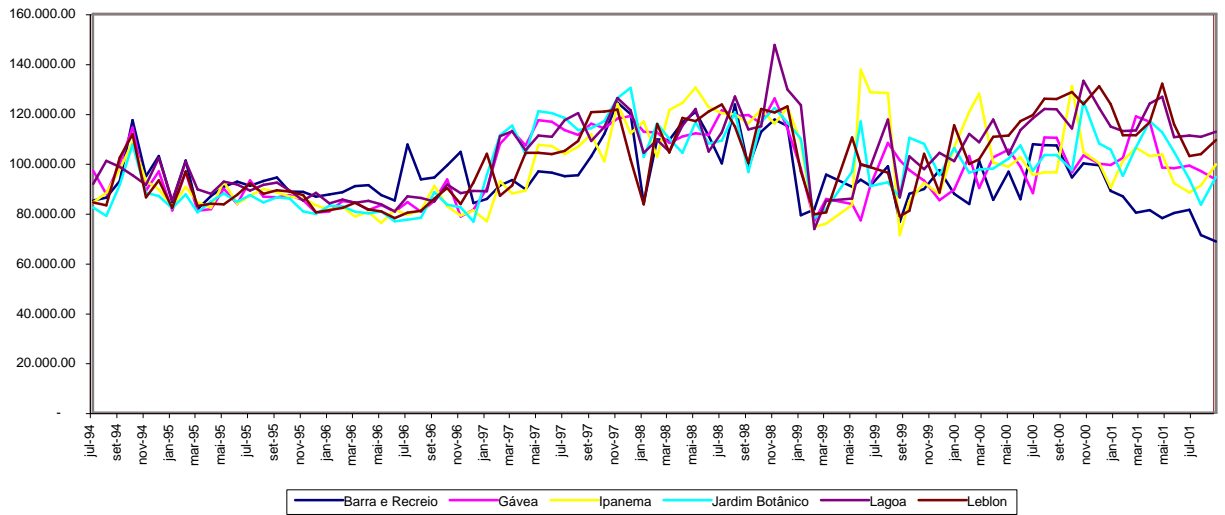
Aluguel Três Quartos IPC



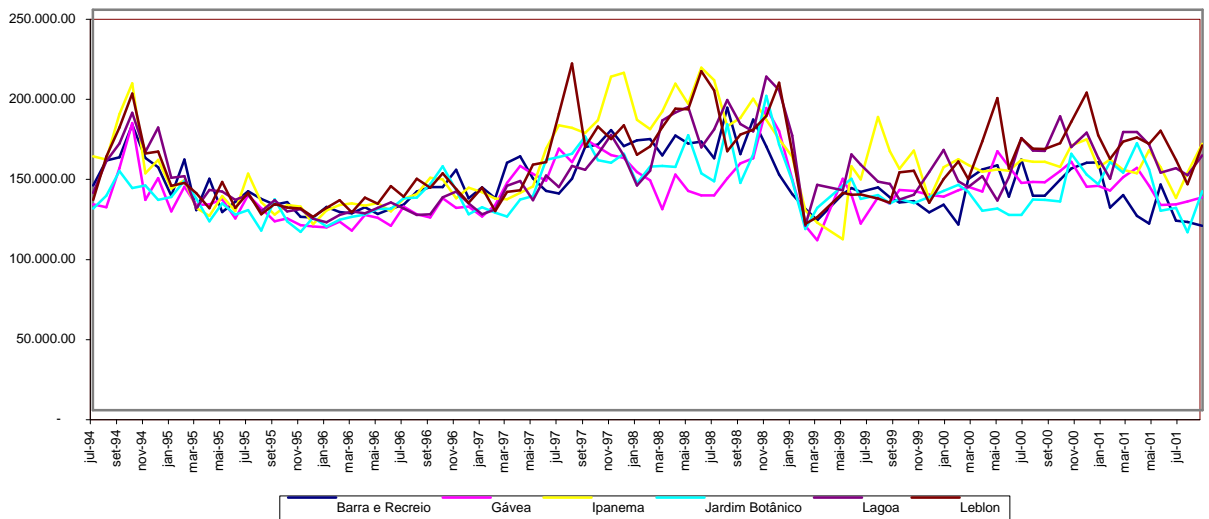
Aluguel Quatro Quartos IPC



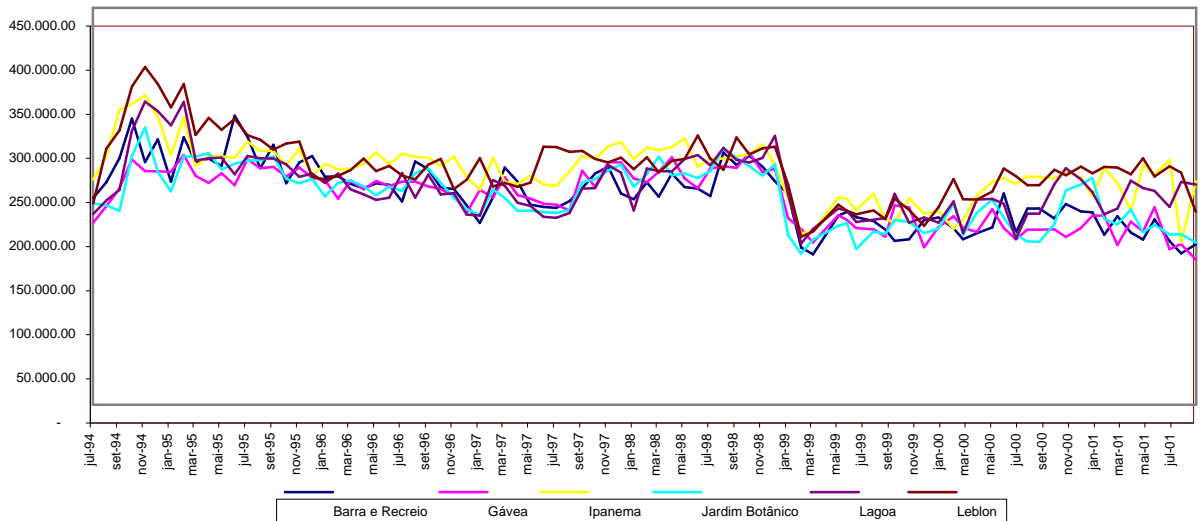
Venda Dois Quartos Dólar



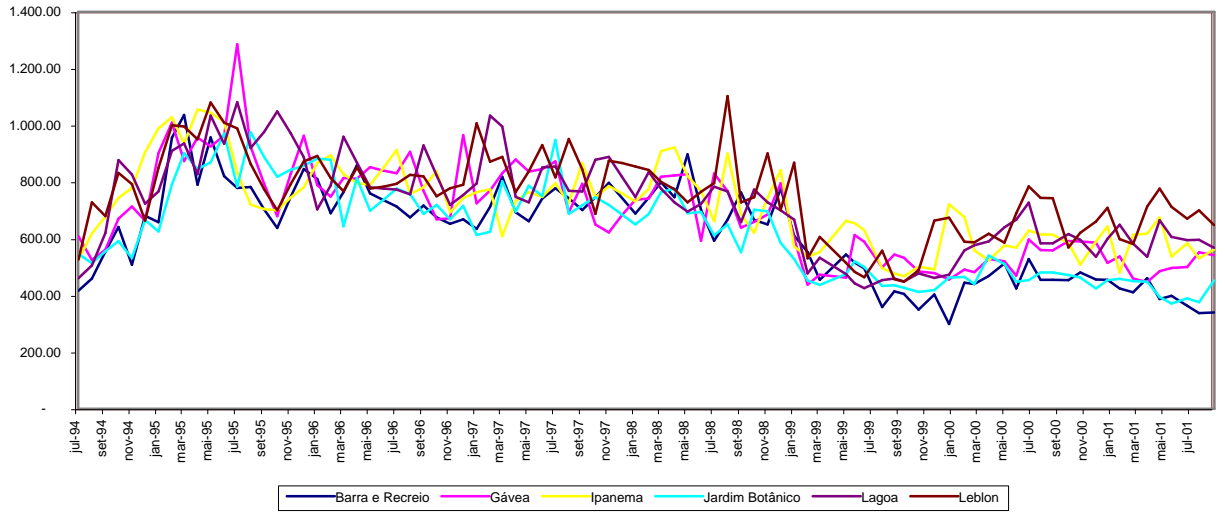
Venda Três Quartos Dólar



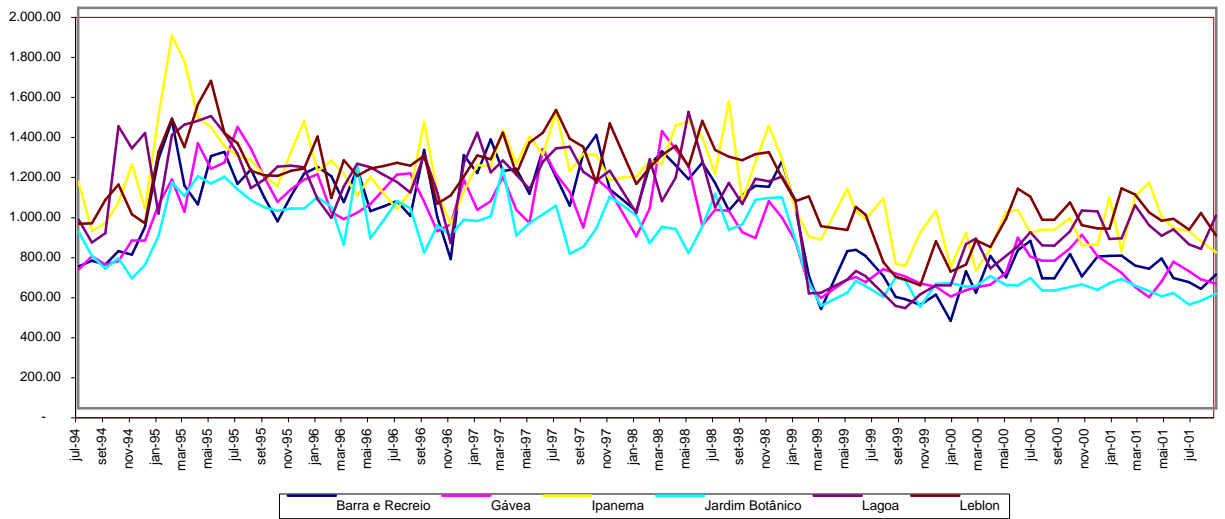
Venda Quatro Quartos Dólar



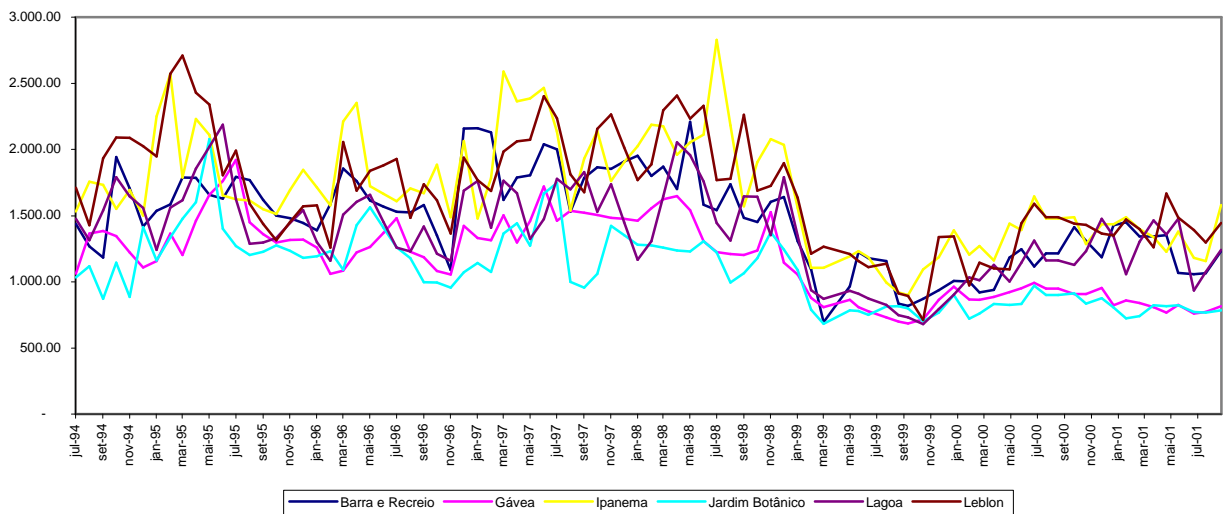
Aluguel Dois Quartos Dólar



Aluguel Três Quartos Dólar



Aluguel Quatro Quartos Dólar



Referências

- [1] Anchite, C. F., e Issler, J. V. (2001): "Racionalidade e Previsibilidade no Mercado Brasileiro de Ações: Uma Aplicação de Modelos de Valor Presente", *Ensaio Econômicos EPGE-FGV* 415.
- [2] Caldas, M. J.(1992): "Análise de Investimento Envolvendo Risco. Estudo de Caso: Determinação do Preço de Imóvel em Lançamento Imobiliário", dissertação de Doutorado em Economia, EPGE-FGV.
- [3] Campbell, J. (1987): "Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis", *Econometrica*, **55**, pp. 1249-1273.
- [4] Campbell, J., Lo, W., e MacKinlay, A.C. (1997): *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press.
- [5] Campbell, J., e Shiller, R. (1987): "Cointegration and Tests of Present Value Models", *Journal of Political Economy*, **95**, pp. 1062-1088.
- [6] Campbell, J., e Shiller, R. (1988a): "The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors", *Review of Financial Studies*, **58**, pp. 495-514.
- [7] Campbell, J., e Shiller, R. (1988b): "Stock Prices, Earnings and Expected Dividends", *Journal of Finance*, **43**, pp. 661-676.
- [8] Cati, R., Garcia, M., e Perron, P. (1999): "Unit Roots in the Presence of Abrupt Government Interventions with an Application to Brazilian Data", *Journal of Applied Econometrics*, **14**, pp. 27-56.
- [9] Dickey D., e Fuller, W. (1979): "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, **74**, pp. 427-431.

- [10] Enders, W. (1995): *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons.
- [11] Engle, Robert F. e Clive W.J. Granger (1987): "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, **55**, pp. 251-276.
- [12] Fama, E. e French, K. (1998): "Dividend Yields and Expected Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, **22**, pp. 3-26.
- [13] Fu, Y., e Ng, L. (2001): "Market Efficiency and Return Statistics: Evidence from Real Estate and Stock Markets Using a Present-Value Approach", *Real Estate Economics*, **29**, pp. 227-250.
- [14] Gordon, M. (1962): *The Investment, Financing, and Valuation of the Corporation*, Irwin & Homewood.
- [15] Gozalo, J. (1994): "Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationships", *Journal of Econometrics*, **60**, p.p. 203-233.
- [16] Granger, C. W. J. (1969): "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, **37**, pp. 424-438.
- [17] Haldrup, N. e Lildholdt, P. (2002): "On the Robustness of Unit Root Tests in the Presence of Double Unit Roots", *Journal of Time Series Analysis*, **23**, pp. 155-171.
- [18] Hamilton, J. (1994): *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- [19] Johansen, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, **12**, pp. 231-254.
- [20] Johansen, S. (1991): "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, **59**, pp. 1551-1580.

- [21] LeRoy, S. (1989): "Efficient Capital Markets and Martingales", *Journal of Economic Literature*, **27**, pp. 1583-1621.
- [22] Lima, A. (2002): "A Hipótese das Expectativas na Estrutura a Termo de Juros no Brasil: Uma Aplicação de Modelos de Valor Presente", dissertação de Mestrado em Economia da EPGE-FGV.
- [23] Lucas, R. (1978): "Asst Prices in an Exchange Economy", *Econometrica*, **46**, pp. 1429-1445.
- [24] Medeiros, P. Y. (2001): "Aplicação de Opções Reais no Mercado Imobiliário Residencial com Enfoque na Cidade do Rio de Janeiro", dissertação de Mestrado do Departamento de Economia da PUC-Rio.
- [25] Meese, R. e Wallace, N. (1993): "Testing the Present Value Relation For Housing Prices: Should I Leave My House in San Francisco?", *Journal of Urban Economics*, **35**, pp. 245-266.
- [26] Phillips, P., e Perron, P. (1988): "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, **75**, pp. 335-346.
- [27] Pitta, C. E. (2000): "Risco e Retorno de Investimento Imobiliário: Um Estudo do Mercado de Imóveis Comerciais de São Paulo", dissertação de Mestrado em Adiminstração, EASP-FGV.
- [28] Senna, F. A., e Issler, J. V. (2000): "Mobilidade de Capitais e Movimento da conta Corrente do Brasil: 1947-1997", *Ensaio Econômicos EPGE-FGV* 379.
- [29] Silvapulle, P. S. e Podivinsky, J. M. (2000): "The Effect of Non-Normal Disturbances and Conditional Heteroskedasticity on Multiple Cointegration Tests", *Journal of Statistical Computation and Simulation*, **65**, p.p. 173-189.
- [30] West, K. (1988b): "Dividend Innovations and Stock Price Volatility", *Econometrica*, **56**, pp. 37-61.